# علم المنت الرحالي

دكتورُعَبُّاسُ مَحَمُودُ عَوَض اشأذ علم النفس كلية الآلاب - مأتمة الإسكندية

دارالعضى البيامعيين دو عن سعيد الأواريطة ١٦٢٠١٦٢ د ٢٨٧ عن تغالمالسيس الشكلي - ١٦٢١٦٦ ٥٩٧



علم الفيت الاجمايي

# عام المنافية

دكبورُعَبَّاسُ مُحَمُودُعُوضُ اشادعلمالنفس كلية الآداب مامَة الإسكنديّ

1999

وَارالْعِفْمَ الْجَامِعَيْنَ ١٠ ش سرتيد الأزارطة - ٤٨٣٠١٦٢ معدد ٢٨٧ ش تغال الديد النظمي - ٢٨٧

الْمَايُوقَ الصَّايِرُونَ أَجْرَهُمْ يِغَيْرِ حِسَابِي



الأبحاث العلمية ليست صيغاً بلاغية انشائية ، إنما هي أسلوب علمي . بالأرقام . ولهذه الأرقام دلالتها ومعناها ، لذا ، فقد أخذت الأبحاث التجريبية الاحصاء وسيلة لها تدعمها وتجرد نتائجها فلا تجعلها تتيه في لغة الانشاء ، وبذا يتمكن الباحث من عرض نتائجه في وضوح وتجرد مدعم .

وأبحاث علم النفس الحديث إنما هي أبحاث تجريبية ، تجمع بين التحليل الكمي والكيفي ، والتحليل الكمي وسيلته الأرقام ، والأرقام الخام لا معنى لها إنما هي تكتسب معناها من علاقاتها بعضها بيعض ومن محكات تفسرها ، لذلك ينبغي لمن يتصدى لعلم النفس اليوم دارساً له أو باحثاً فيه ، أن يؤهل لفهم أبحاثه وأساليبها ، ويصبح بعد ذلك أهلاً للتصدي .

والباحث في العلوم الانسانية يحتاج لفهم الاحصاء كلغة علمية ذات دلالة وأهمية، وليس معنى هذا أن يصبح هذا الباحث متخصصاً في الاحصاء، إنما كل ما يحتاج إليه هو أن يلم بهذه اللغة وأساليبها دون الدخول في أسسها الرياضية ومتاهاتها ومن ثم يقدر أن يتخير منها ما يعينه على القيام ببحثه العلمي التجريبي ذلك بعد فهم للأسس التكنيكية للبحث العلمي.

وإذا ما تفهم الباحث لغة الاحصاء وأساليبها، استطاع استثهارها، استشهاراً جيداً. والكتاب يستهدف تحقيق هذا الهدف واستجلاله على أن نوقر في وجداننا أن الاحصاء خادم ممتاز ولكنه سيد سيء.

والله من وراء القصد وهو يهدي السبيل . . .

دكتور عباس محود عوض

# الفصل الأول

### المتغيرات المستمرة والمتغيرات المتقطعة Discrete Variables & Continuous Variables

غن نحاول أن ندرس ظاهرة ما ، أو سمة معينة ، أو قدرة أو استعداد . . أو أن ندرس . السن أو الدخل أو الضوضاء أو الضغط الجوي ، أو أي خاصية من خواص الأشياء أو الموضوعات . أو أي عنصر من العناصر . . أو حادثة من الحوادث . . وهذه كلها أن هي إلا متغيرات Variables .

والمتغير احصائياً إنما هو أي كمية يمكن أن تتخذ درجة من مجموعة من الدرجات المكنة..

والمتغيرات إما نوعية أو كمية. فالمتغيرات النوعية مثل الجنس والجنسية والمهنة والدين وما إليها، وحين نصنف طلاب الجامعة أو تلاميذ المدارس إلى ذكور واناث، ونصنف الأجانب المقيمين في احمدى الدول إلى أمريكان ويوغوسلافيين وانجليز وماليزيين، فاننا نقوم بتصنيف نوعي ولا يهم في ذلك إذا وضعنا الاناث قبل الذكور أو العكس أو وضعنا الأمريكان قبل الانجليز أو أن يحدث العكس، ونطلق على مثل هذه المتغيرات Variables المتغيرات غير المرتبة والمنفصلة.

أما إذا كان لدينا اطوال مجموعة من طلاب الجامعة وحاولنا تصنيفهم خسب الطول، فاننا يمكن أن نرتبهم بأن فضع أطولهم في قمة الترتيب وأقصرهم في نهايته. وبذلك يكون هذا المتغير متغيراً مرتباً. كما يمكن لنا أن نسمي هذا

المتغير بالمتغير المستمر، لأنه من الممكن أن تحصل على درجات للطول لا حصر لها بين أى درجتين.

فبين الدرجتين ١٦٠ سم و١٧٠ سم قد يكون لدينا العديد من الدرجات المستمرة Continuous Grades مثل ١٦٠، ١٦١، ١٦٢، ١٦٢، ١٦٠ . . إلخ، بل أن بين الدرجتين ١٦٠ ـ ١٦١، قد يكون لمدينا من طوله ١٦٠١، ٢٠٠١، الخ. . الخ

وقد يكون المتغير مرتباً وغير مستمر، فاذا حاولنا ترتيب أقسام احدى الكليات ومراحلها تبعاً لعدد الطلاب في كل منها فقد نضع في القمة أكبر الأقسام عدداً وفي النهابة أقلها عدداً، ولكن لا يمكننا أن نقول أنه يوجد في أحد الأقسام ١/٢٠ طالباً. وكذلك إذا حاولنا ترتيب عدد الأبناء في أسرة من الأسر، فلا يمكننا القول بأنه يوجد في هذه الأسرة ١/١٥ طفل، فهذا المتغير وان كان من المتغيرات المرتبة، إلا أنه متغير منفصل.

اذن يمكن تقسم المتغيرات إلى: -

- ١) متغيرات غير مرتبة ومنفصلة كالجنس والدين والجنسية والمهنة واللون
   وغيرها.
- ٢) متغيرات مرتبة ومستمرة كالطول والوزن والسن ودرجات الذكاء
   والدخل وغيرها.
- ٣) متغيرات مرتبة ومنفصلة كعدد الأبناء في الأسرة وعدد التلاميذ في الفصول المدرسية.

# التوزيعات التكوارية

### الجنولة Tabulation

لو حاول أحد المدرسين تلخيص درجات طلبة الثانوية العامة في مادة الرياضة مثلا في صيغة مفهومة، فإن هذه الدرجات إذا كان عدد الطلبة كبيراً

( ٧٠٠ مثلاً أو أكثر ) فانها ترصد في عدد كبير من الكشوف يستحيل على من يستعرضها أن يأخذ صورة واضحة عنها ، لذا ينبغي أن يلجأ إلى وضعها في جدول واحد يوضح الصورة المطلوبة ، والمشال التالي يعرض لأوزان ٤٠ طالباً بالكيلوجرام ومقربة إلى أقرب كيلوجرام لنتبين كيف يمكن لنا جدولتها ومن ثم وضعها في جدول ويسمى هذا الجدول بالجدول التكراري ، وهذه الدرجات نسميها عادة بالدرجات الخام . Raw Scores وفيا يلي ١٠ درجة خام لأوزان هؤلاء الطلاب لجدولتها =

	ام)	، کیلو جر	ة لأقرب	طالباً مقرب	زان ۱۰	( أو	
10Y 122 170 170	1 £ 9 1 0 Y 1 0 £ 1 £ 0	140 12A 119 107	122	144 154 177 154 154	10. 12. 17. 12. 12.	178 10A 177 177	\ \\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\

### خطوات عملية الجدولة

- ١) من هذه الأرقام استخرج أصغر رقم وهو (١١٩) ثم أكبر رقم وهو (١٧٦).
- ٢) ثم أحسب الفروق بينهما فتكون النتيجة تساوي ١٧٦ ـ ١١٩ ـ ٥٧ = ٥٧
   وهذا الرقم يسمى المدى Range .
- ٣) وانظر ما إذا كان من الممكن تقسيم المدى إلى فئات متساوية أو أقسام متساوية تتراوح ما بين ١٢ إلى ٢٠ فئة، على أن يكون حجم الفئة به مناسباً. فيكون طول الفئة ١٥ مثلاً أو ١٠. ويفضل العلماء أن تتراوح،

- عدد الفئات ما بين ١٢ إلى ٢٠ فئة، ذلك لأسباب سوف نتبينها بعد ذلك، على أن هذا لا يمنع أن يكون عددها أقل من ذلك.
- ٤) بعد ذلك . . رتب الفئات في عامود واضعاً أصغر الفئات في نهاية العامود ثم اصعد مرتبا لبقية الفئات بعدها ترتبياً تصاعدياً كما يمكن لنا أن نقوم باجراء العكس .
- ٥) وقد يحتاج الأمر إلى اضافة فئة أخرى في أحد نهايتي العامود أو في كليها لادخال الأرقام المتطرفة حتى يستوعب الجدول كل الأرقام. وفي مثالنا هذا.. فإن طول الفئة سوف يكون (٥) وعدد الفئات سوف يكون (١١). ذلك بقسمة (المدى) ٥٧ ÷ ٥ (وهي طول الفئة) فيكون الناتج (١١).
- ونلاحظ أن الرقم ١١٩ لا يدخل في عامود الفئات، كذلك الرقم ١٧٦، لذلك نضيف الفئة ١١٥ ـ ١١٩ في أسفل العامود حتى يمكننا ادخال الرقم ١١٥ في جدول الفئات، كما نضيف الفئة ١٧٥ ـ ١٧٩ في قمة العامود لادخال رقم ١٧٦ وبذلك سيكون لدينا ١٣ فئة.

وبعد ذلك نقوم بحصر الأرقام التي تدخل في كل فئة إما باستخدام علامات على شكل خط أو نقطة لكل عدد أو رقم.

ونقوم بحصر هذه العلامات أمام كل فئة ونضعها في عامود نرمز له بالرمز (ك) أي التكرار.

فاذا جعنا هذه التكرارات، فاننا نحصل على العدد الكلي للدرجات التي لدينا وعددها (١٠) ونرمز لهذا العدد بالرمز (ن).

وفيها يلي تطبيق لهذه الخطوات

والجدول التالي يبين أوزان ( ٤٠ ) طالباً:

(ك) التكوار).	الرموز والعلامات	(ف) الفئات
١	1	144 - 140
. 1	١	171 - 17.
۲	п	179 - 170
٣	III	178 - 17.
٣	ш	104 - 100
Ò	<del>1111</del>	101 - 104
λ '	III <del>IIII</del>	129 - 120
٦	[ <del>HH</del>	111-11.
• 1	1 <del>IIII</del> 1	174 - 170
, , <b>)</b> '	Į.	18 - 18.
٣	III	179 - 170
_	، صفر ،	171 - 17.
١,	I	119 - 110
	,	
٤٠	ن ۔۔۔	

# لاحظ ما يأتي ≔

- ١) إن لكل فئة حداً أدنى وحداً أعلى. ر
- الحدود المكتوبة لكل فئة ليست هي بالضرورة الحدود الفعلية لهذه الفئة. فاذا كانت الأوزان كها في هذا المثال قد أخذت لأقرب كيلوجرام، فالحدود الفعلية للفئة ١١٥٥ ـ ١١٩ هي ٥ر١١ و ٥ر١١ لأننا أثناء القياس كان الشخيص الذي نحصيل على طول لمه قيدره ٧ر١١ أو ٨ر١١ أو ٨ر١١ أو ١١٤٨ أو ١١٤٨ أو ١١٤٨ أو ١١٤٨ أو ١١٤٨ أو الخذنا الوزن لآخر كيلوجرام فمعنى هذا أننا كنا نتغاضى عن الكسور فمن كان وزنه

- (٩ر٥٥) كنا نعتبر وزنه (١١٥) فقط وحينئذ يكون الحد الفعلي لهذه الفئة الأدنى هو (١١٥) والحد الأعلى لها (١١٩).
- ٣) لسهولة الجدولة ووضوح الجدول فاننا لا نستخدم الحدود الفعلية للفشات
   كما في مثلنا هذا ولكن ننص في البداية على ما إذا كان القياس قد تم بعملية
   التقريب أو بالتغاضي عن الكسور وأخذ الأوزان لآخر رقم صحيح.
- غن نحتاج لاجراء العمليات الحسابية والاحصائية إما إلى الحد الأدنى للفئة أو ما نسميه مركز الفئة. ومركز الفئة نتخذه على أنه الممثل لكل الدرجات في هذه الفئة، فإذا أخذنا الفئة ١٤٥ ـ ١٤٩، نجد أنه يقع فيها تمانية وما دمنا لا نعرف من الجدول الدرجات الفعلية لهؤلاء الثمانية فإننا نأخذ الرقم ١٤٧ الذي يمثل مركز الفئة على أنه الممثل لدرجات هؤلاء الثمانية وكأن الجميع كانت أوزانهم ١٤٧ ومن المستحسن أن تكون بداية الفئة تقبل القسمة على طول الفئة.

# جدولة التكرار النسبي Tabulation of Frequency Ration

التُكرار النسي لأي فئة هو ببساطة التكرار الذي يقع في هذه الفئة مقسوماً على العدد الكلي للحالات ويتم التعبير عنه بنسبة مئوية والتكرار النسبي يفيدنا: ــ

أولاً: حين نقارن نسبة الحالات التي تقع في أجزاء التوزيع المختلفة.

كانيا: وعند مقارنة التوزيعات لمجموعات مختلفة كيا أن النسبة المتوية تعطي لنا دلالة أقدر من العدد المطلق Absolute Figures .

قالثاً: وهو أيضاً له أهميته حين نتكام عن التوزيع الاحتمالي. والجدول التالي يبين التوزيع التكراري النسبي لأوزان 10 طالباً: -

التوزيع النسبي ٪	(ك) التكوار	(ف) الفئات
٥٠٢	,	174 - 170
۵ر۲	١	175 - 17.
ره <i>أ</i>	۲	179 - 170
٥ر٧	٣	175 - 17.
٥ر٧	٣	. 104 - 100
٥ر١٢	٥	101 - 10+
-ر۲۰	λ	124 - 120
ر۱۵	٦	. 122 - 12.
٠, ١٥٠	٦	149 - 140
٥ر٢	١	148 - 14.
۵ر۷	٣	144 - 140
صفر	تصفو	178 - 174
٥ر٢	3	.119 - 110
Zi	ن 🚐 د ۽	

# سان التكوار المتجمع الصاعد للتكوارات وللنسب المثوية:

عندما نحتاج إلى بيان عدد الأفراد الذين يقعون تحت درجة أو نقطة معينة وأولئك الذين يقعون فوقها وكذلك نسبتهم المئوية، فانه يساعدنا على ذلك التكرار المتجمع الصاعد للتكرارات وللنسب المئوية لها والذي سوف نتبين فائدته عندما نقوم بحساب الوسيط والترتيب المئوي.

# خطوات حساب التكرارات المتجمعة الصاعدة:..

- نبيباً من نهاية عامود التكرارات في توزيعنا الحالي ونجمعها على التوالي، وفي هذا التوزيع نقوم بجمع واحد + صفر، وهو التكرار الثاني من

أسفل، فتكون النتيجة واحد، فنضع هذا (الواحد) في عامود جديد على علىه التكرار المتجمع الصاعد، وإذا أضفنا هذا المجموع إلى التكرار في الفئة الثالثه، فبكون المجموع (٤) وهذا الرقم نضيف إليه بعد ذلك تكرار الفئة الرابعة فبكون المجموع (٥)، فاذا أضفنا إليه التكرار في الفئة الخامسة بكون العدد (١١) وهكذا حتى نصل إلى آخر فئة لنصل بالعدد إلى (٤٠).

- يبين كل رقم في التكرار المتجمع الصاعد عدد الأفراد أو التكرارات تحت الحد الأدنى الفعلي للفئة التالية لها. ففي الفئة السادسة يدل الرقم (١٧) على أن هناك (١٧) طالباً أوزانهم أقل من ٥ر٤٤ وهذه هي الفئة التي تمثل الحد الأدنى للفئة التالية (١٤٥ ١٤٩) وتمثل الحد الأعلى في الوقت نفسه للفئة (١٤٠ ١٤٤).
- كما يمكن الحصول على الترتيب المئوي للمتجمع الصاعد بقسمة كل عدد في عامود التكرار المتجمع الصاعد على العدد الكلي للدرجات ٤٠ ووضع النسبة المئوية التي يتم الحصول عليها في عامود رابع وأمام كل فئة ونطلق على هذا العامود النسبة المئوية للمتجمع الصاعد.

التكرار المتجمع الصاعد للتكرارات وللنسب المثوية الأوزان 10 طالباً

النسبة المثوية للتكرار المتجيع الصاعد	التكرار المتجمع الصاعد	(ك) التكوار	(ف) الفئات
1000-	٤٠	· \	144 - 140
٥ر٧٧	<b>٣</b> 4	١	148 - 14.
-ره۹	<b>۳</b> ۸	۲	174 - 170
سرده	T7	٣	178 170
۵۲۸۸	**	۳	109 - 100
ر۵ <b>۷</b>	٣.	٥	102 - 10.
٥ر٢٢	40	٨	129 - 120

النسبة المكوية للتكوار المتجمع الصاعد	التكرار المتجمع الصاعد	(ك) التكوار	(ف) الفئات
٥ر٤٢	١٧	٦	128 12.
٥ر٢٧	11	٦	184 - 180
٥ر١٢	٥	١	178 - 14-
1.5-	٤	٣	179 - 170
0,7	1	صفر	171 - 17.
٥ر٢	1	١	119 - 110
		ن == ن	

## التمثيل البياني Graphic Presentation

يمكننا أن نمثل الدرجات التكرارية والتكرارات النسبية برسوم بيانية أهمها المدرج التكسراري Frequency والمضلم التكسراري Prequency Curve والمنحنى التكراري الصاعد Prequency Curve والمنحنى التكراري الصاعد

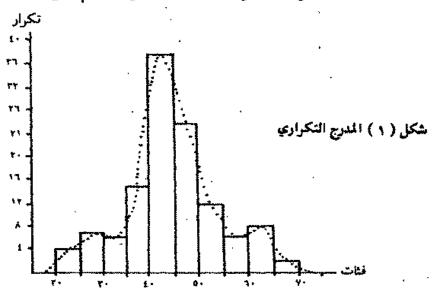
### خطوات رسم المدرج التكراري Frequency Histogram خ

- ١) نرسم خطأ أفقياً وآخر عمودياً يلتقي في نهايته من على البسار.
- ٢) ثم نضع الفئات على المحور الأفقي الذي نطلق عليه عادة المحور س بعد تقسيمه إلى أقسام منساوية تاركين مسافة في نهايته تساوي كل مسافة من المسافات الأخرى التي قسم إليها هذا المحور.
- ٢) نجعل المحور الرأسي الذي يطلق عليه عادة الرمز ص يمثل التكرارات في كل فئة أو النسب المئوية ذلك في حالة إذا ما كان الرسم سيمثل التكرار النسي.
- ٤) نرسم بعد ذلك خطأ أفقياً موازياً للمسافة التي تمثلها الفئة على المحور
   الأفقي عند التكرار في هذه الفئة كما يتبين على المحور الرأسي ثم نسقط

أعمدة من نهاية الخطوط الأفقية التي قمنا برسمها لتلتقي بحدود الفئات. فهذا يعطينا المدرج التكراري المطلوب.

نلاحظ أن كل عمود يمثل مساحة هذه المساحة تمثل جزء من المساحة الكلية للمدرج والمساحة الكلية تمثل وحدة أي واحد صحيح بالتالي مساحة كل عمود تمثل نسبة من هذه الوحدة.

يلاحظ أن الأعمدة التي أسقطها ستكون مشتركة كحدود فأصلة بين كل فئة وأخرى أي أن الرسم سيكون في شكل أعمدة ملتصقة ومشتركة بين الفئات المتلاصقة. على أن يمثل التكرار بمستطيل مرسوم على الفئة كلها.

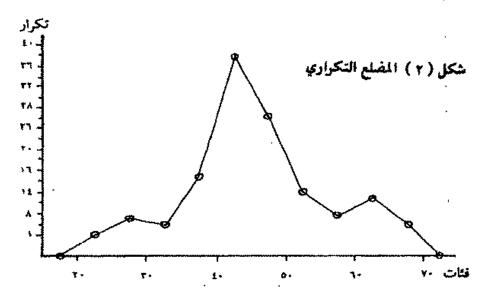


# خطوات رسم المضلع التكواري Frequency Polygon

- ا نرسم المحورين س، ص ونجعل المحور الأفقي وس، للفئات والمحور الأفقي وس، للفئات والمحور الأفقي وس، للفئات والمحور الرأسي وص، للتكرارات وذلك بنفس الطريقة التي سبق شرحها في رسم المدرج التكراري.
- ٢) نمثل للتكرارات بنقطة أو بعلامات « X » نضعها مباشرة فوق مركز
   الفئات وعند النقطة التي تمثل مراكز هذه الفئات.

- ٣) نقوم بتوصيل هذه النقط أو العلامات بخطوط مستقيمة فينشأ لدينا مضلع تكراري.
- ٤) وحتى يتم استكمال المضلع نوصل النقط التي تمشل التكرار في الفئتين المتطرفتين إلى منتصف المسافة التي تركناها على كل طرف من أطراف من المحور (س).
- ويلي هذا مضلع تكراري رسم على المدرج التكراري السابق بعد رسم أعمدته منقوطة لنبين الفرق بين الاثنين.
- ويلاحظ من الرسم أن مساحة المضلع التكراري Polygon تساوي مساحة المدرج التكراري Histogram .

والرسم التالي يمثل مضلع تكراري لأوزان ٤٠ طالباً: -

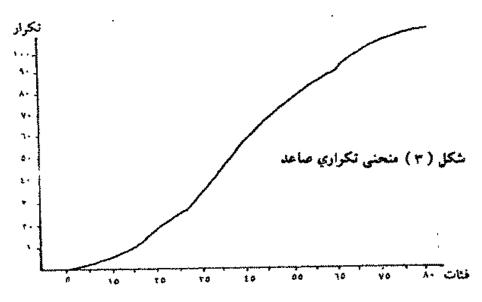


### المنحني الصاعد

نتوصل إلى الحصول على المنحنيات الصاعدة باستخدام التكرارات المتجمعة الصاعدة للدرجات الخام أو للنسب المئوية والتي سبق أن شرحنا كيفية التوصل إليها.

### خطوات رسم المنحني الصاعد:-

- 1) سنقوم برسم المحبوريين س، ص كما في المدرج التكبراري والمصلع التكراري بحيث يمثل المحور الأفقي «س» فئات الدرجات ويمثل المحور « ص » التكرارات الصاعدة.
- الفئة بدلاً من الرسوم البيانية نضع النقط التي تمثل التكرارات في نهاية الفئة بدلاً من مسركوز الفئة كها في المضلع التكواري وهذا من الاختلافات الهامة بين الرسمين بالاضافة إلى اختلاف ما يمثله المحور وص و في كلا الرسمين، ذلك أنه في المنحنى الصاعد يمثل التكرارات الصاعدة كها سبق القول

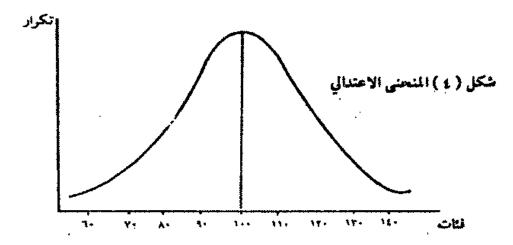


# الأنواع الأخرى للمنحنيات

# ١) المنحنى الاعتدالي Normal curve

ويسمى المنحنى الاعتدالي أو المنحنى الجزئي او المنحبي العرصي أو المنحنى الاحتمالي، ويتميز هذا المنحنى في شكله بالسمرية أي أننا إذا أسقطنا عمودا من قمته إلى قاعدته فانه يقسمه قسمين متساويين ينطبقان

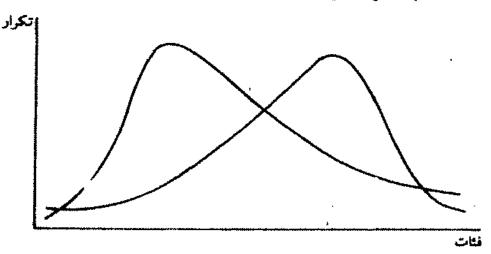
على بعضها تمام الانطباق وهذا التوزيع المشالي تسوزيع فسرضي لأنسا نفترض أننا إذا اخترنا أبة مجموعة بطريقة عشوائية من جهور كبير وطبقنا على أفراده أي اختبار فلا بد أن تتوزع الدرجات على هذا الشكل، بمعنى أننا نفترض أن السات المختلفة أو القدرات أو الاستعدادات والتي يمكن قياسها توزع بين الأفراد جميعاً في هذا الشكل، ونظراً لما لهذا المنحنى من أهمية في علم الاحصاء وفي علم النفس، لذلك سوف نتناوله بعد قليل بشيء من التفصيل، ونورد فيا يلي رسماً ببين شكل هذا المنحنى ويلاحظ أن لهذا المنحنى قمة واحدة، ذلك لأن فئة من فئاته تتوافر فيها التكرارات أكثر من أي فئة أخرى.



### ٢) المنحنيات الملتوية ...

كثيراً ما ينتج لدينا بعد توزيع الدرجات منحنى ذو قمة واحدة ولكنه ملتوي عيناً أو يساراً أي أن الفئة التي تتواتر فيها التكرارات أكثر من غيرها تميل ناحية الدرجات المرتفعة ويكون الالتواء إلى اليمين أو تميل ناحية الدرجات المنخفضة ويكون الالتواء إلى اليسار وفي الحالة الأولى نسمي المنحنى منحنى ملتوي سلبياً وفي الحالة الثانية نسميه منحنى ملتو ايجابياً. وسوف نتبين معنى ذلك في شرَّحنا للمقاييس التي تسمى بمقاييس النوعة المركزية والشكلان المتشاليان عمثلان منحنيين ملتويين

أحدهما ملتوباً التواءاً سلبياً والآخر ملتوباً التواءاً ايجابياً.



شكل ( ٥ ) الالتواء الموجب والالتواء السالب

### ٣) المنحنيات ذات القمتين: ...

قد ينتهي التوزيع بنا إلى الحصول على رسم بياني في شكل منحنى ذي قمتين أي توجد فيه فئتان يتواتر فيها التكرار أكثر من غيرها من الفئات كما قد يكون هناك في بعض التوزيعات أكثر من قمتين.

### تهيد المنحنيات Smoothing of the curves :

في المضلع التكراري وفي المنحنى الصاعد نلاحظ أنه نتيجة لتوصيل النقط التي تمثل التكرارات بخطوط أن المنحنى ليست فيه تسوية أي أنه ليس ممهداً فإما أن تم التسوية والتمهيد باليد أو بالطريقة التي يطلق عليها طريقة المتوسط للمتحرك Moving average or Runing average

### خطوات تمهيد المنحنيات:..

نحصل على الدرجة الممهدة للفئة بأن نجمع تكرارات هذه الفئة على نكرارات الفئة اللاحقة والسابق ونقسم الناتج على ٣ وفي توزيعنا السابق هي صفر + 1+ صفر = ١ مقسوماً على ٣ == ٣ر تقريباً.

فاذا أخذنا الفئة التي تليها وتكرارها صفر ويسبقها ١ ويليها ٣ يكون المجموع ٤ بقسمة ٤ على ٣ يكون الناتج مساوياً ٣ر١ ونستمر في هذه العملية. فاذا حاولنا التمثيل بيانيا للدرجات التي تحصل عليها فان الرسم الناتج يكون عمهداً.

وفيها يلي الدرجات الممهدة للتوزيع التكراري اأوزان 10 طالباً يـ

التكرارات المهدة	(ك) النكرار	الفئات
٦٠-	1	179 - 170
<b>غ</b> ر۱	1	145 - 14.
<b>ر۲</b>	۲	174 - 170
٦٦٣	٣ -	172 - 17.
٦٦٦	٣	101 - 100
۳ر۵	٥	108 - 10-
۳ر٦	A	101 - 120
<b>-ر</b> ٦	٦	122 120
٣ر٤	٦	179 - 170
۳٫۳	1	172 - 17.
۴ر۱	۲	144 - 140
۱۶۳	صفر	172 - 17.
۳ر	1	119 - 110

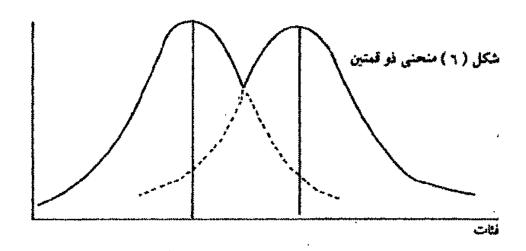
# الفصل الثاني

### مقاييس النزعة المركزية Central Tendency Measures

الدرجة التي يحصل عليها الفرد في اختبار للذكاء أو التحصيل الدراسي أو اختبار نفسي آخر هي درجة خام لا قيمة لها إذا لم تكن تبين أن هذا الفرد متوسط أو أقل من المتوسط أو فوق المتوسط أو ممتاز والمحك Criterion الذي يعطي لنا هذه الدلالة هو ما نطلق عليه كلمة معيار Norm ، فالمعيار إنما هو مستوى قياسي نرجع له لفهم دلالة الدرجة التي يحصل عليها الفرد في أي اختبار ، لذلك فالاختبارات التي لا معايير لها لا تكون لها قيمة ، ولهذا فان الاخصائيين يهتمون بمقارنة أي درجة يحصل عليها الفرد سواء أكانت تدل على طوله أو وزنه أو هي درجته في اختبار نفسي بدرجة مرجعية حتى تكون لهذه الدرجة الخام معنى ، ولقد تبين أن الدرجات تتمركز حول درجات وصفية أو درجات قياسية أو قيم مركزية هي المتسوسط الحسابي Arithmetic Mean والوسيط mode والمنوال في مادة الرياضة مثلاً ، وكان لدى أيضاً متوسط درجات زملائه في هذه المادة ، فانني أستطيع أن أحكم عها إذا كانت درجته هذه متوسطة أو فوق المتوسطة أو أقل من المتوسطة .

والمتوسط لا يكون له أي معنى إذا لم يكن هؤلاء الأفراد الذين تقارن درجاتهم متجانسين لا يراعى فيهم انتقاء معين، كما ينبغي أن يكونوا من سن واحدة وجنس واحد ولغة واحدة وسلالة واحدة.

وإذا حاولنا معرفة متوسط السن في بلد كالولايات الأميركية تتعدد فيه



الأجناس والطبقات، وبالتالي اللغات (هنود حر — زنوج — يهود — مهاجرون من بلاد الكتلة الشرقية والكتلة الغربية ومن البلاد النامية) فانه ينبغي علينا اختبار عينة ممثلة لكل عناصر هذا المجتمع بنسب متساوية لأعدادها الحقيقية، ولسنا في حاجة إلى حصر كل أفراد هذه الفئات للحصول على المتوسط الذي نريده، إنما يقتصر عملنا على عينة مكونة مسن ٣٠ أو ٥٠ فردا أو يزيد يختارون بطريقة عشوائية Randomly، ولكي نحدد العدد المناسب الذي يزيد يختارون بطريقة عشوائية بالنامني الاعتدالي يمكن أن يساعدنا في هذا الصدد، فاذا رسمنا رسماً بيانيا يمثل محوره الأفقي متغير السن والمحور الرأسي عدد الأفراد، فاذا أعطى لنا هذا الرسم شكل المنحنى الاعتدالي أو كان قريباً من المنحنى الاعتدالي أو كان قريباً عدداً كافياً، وإذا كان الرسم الذي حصلنا عليه بعيداً عن المنحنى الاعتدالي، فان هذا يعني أن عدد أفراد العينة الذي اخترناه يكون عدداً كافياً، وإذا كان الرسم الذي حصلنا عليه بعيداً عن المنحنى الاعتدالي، فان هذا يعني أن نزيد من عدد أفراد عينتنا...

# المتوسط الحسابي Arithmetic Mean

لنفرض أن هناك ست تلاميذ حصل كل منهم على مصروفه اليومي وكانت المبالغ التي حصلوا عليها بالقرش على النحو التالي == 17 - 17 - 10 - 10 - 10 - 10 ، وإذا كنا نريد أن نعرف متوسط مصروفهم اليومي ، فاننا نجمع هذه المبالغ فيكون الناتج == 100 - 10 قرشاً ، وإذا قسمنا هذا المبلغ على مجموع الأفراد حصلنا على المتوسط الذي نريده وهو 100 - 100 قرشاً ، وبذلك نستطيع أن نعرف أي هؤلاء التلاميذ من يصل مصروفه إلى المتوسط ومن منهم فوق المتوسط ومن منهم أقل من المتوسط .

 فمن الممكن استخراج المتوسط الحسابي بجمع هذه الدرجات كلها وقسمة الناتج على العدد (٣١) وبهذا نحصل على المتوسط المطلوب ولكن نلاحظ هنا أن الرقم الواحد يتكرر أكثر من مرة لذلك فليس من الضروري أن نجمع الرقم ١٣ مرتين والرقم ١١ خس مرات والرقم ١٠ أربع مرات، وإنما من السهل علمنا أن نسير تبعاً للخطوات التالية: -

نرتب الدرجات تنازلياً ونضعها في عامود نطلق عليه الرمز (س)
 ثرتب الدرجات كل درجة أمامها في عامود ثان نرمز له بالرمز (ك) أي

التكرار.

- \_ وبعد ذلك نضرب كل درجة في التكرار المقابل لها ونضع الناتج في عامود نرمز له بالرمز (س ك).
- م نجمع الدرجات في العامود (س ك) ونقسم الناتج على عدد التكرارات (٣١) وبذلك نحصل على المتوسط الحسابي المطلوب.

ونلاحظ أننا قد استخدمنا الرموز، فكان الرمز (س) يدل على أي درجة والرمز (ك) يدل على التكرار، والرمز (س ك) يدل على ناتج ضرب س أي قيمة أي درجة في تكرارها (ك) وان (بحب س ك) وهو بجوع الدرجات الناتجة عن ضرب (س X ك) أي أن (بحب) تعني المجموع، والرمز (ن) يدل على مجوع أفراد العينة.

لذلك، فإن المتوسط سوف نرمز له بالرمز (س) وتكون المعادلة التالية :-

_	-	_ عجـ س	_
		<del>ن</del> — ن	س
س ك	ಲ	س ا	
47	۲	١٣	•
72	۲	17	
٥٥	٥	11	
٤٠	٤	١٠	
0 %	٦	٩	

44	ž	٨
7.4	٤	٧
14	۲	٦,
١.	۲	٥
مجہ س ك ٢٨١	۳۱ ۵	,

اذن س تسساوي ( 
$$\frac{ع- w \, b}{v}$$
 ) =  $\frac{r \wedge 1}{r \cdot 1}$  اذن س

# استخراج المتوسط الحسابي باستخدام مركز الفئة: ..

- ... نوزع الدرجات توزيعا تكراريا
- ... نكتب مركز الفئة امام كل فئة في عامود ثالث ونرمز له بالرمز (س).
- بعد ذلك نضرب مركز كل فئة في تكرارها ونضع الناتج في عامود جديد نرمز له بالرمز (س ك).
- م نجمع الارقام في هذا العامود ونقسمها على العدد الكلي أي عدد افراد العينة أي على (ن). ولو استخدمنا المثال السابق اعطاؤه والخاص باوزان الطلاب البالغ عددهم (٤٠)، فاننا نتبع ما يلي:

ك س ( التكسوار × مسركسز الفئات)	س ( موكز الفشات)	ك التكرار	الفئات
١٧٧	177	١	144 - 140
۱۷۲	١٧٢	1	175 - 17
771	177	٢	179 - 170
٤٨٦	177	٣	178 - 170
£ Y. 1	104	٣	104 - 100
٧٦٠	107	٥	108 - 10.

ك س ( التكوار × موكز الفئات )	س ( مركز الفبّات)	ك (التكرار)	الفئات
1177	187	٨	114 - 110
Aor	127	; 4	120 - 120
AYY	144	i	149 - 140
144	١٣٢ .	1	188 - 18.
77.1	144	· <b>*</b>	174 - 170
صفر	177	صفر ,	178 - 17.
117	117	١ ،	119 - 110
مجسات س == ۱۸۸۰		ن <del>=</del> ن	

### حساب المتوسط باستخدام متوسط فرضي:

نضطر احيانا في الطريقة السابقة ان نتناول ارقاما كبيرة، مما يجعل عملية الضرب في مركز الفئة صعبا خاصة اذا كان مركز الفئة كسرا عشريا كما يحدث في كثير من الاحيان، لذا يضبع استخدام طريقة المتوسط الفرضي، فاذا اردت على سبيل المثال ان اقيس اطوال فريق كرة الطاولة الحاص بكلية الآداب والبالغ عددهم (٩) افراد، فانه ينبغي ان يجري قياسهم من اعلى الرأس إلى اخمص القدم، ولكن تصادف أن وقف أول لاعب أمام قاعدة خشبية الرأس إلى اخمص القدم، ولكن تصادف أن وقف أول لاعب أمام قاعدة خشبية ارتفاعها متر واحد فقست طوله من بداية هذه المائدة حتى قمة رأسه، ثم توالى قياس اطوال اللاعبين الآخرين على هذا النحو، فكانت اطوال اعضاء الفريق هذا على النحو التالي:

٦٦ سم، 2٩ سم، ٦٠ سم، ٦٥ سم، ٤٨ سم، ٥٧ سم، ٢٥ سم، ٢٠ سم، ٢٦ سم، ٢٥ سم، ٢٠ سم، ٢٠ سم، ٢٠ سم، ٢٠ سم، ونلاحظ ان هذه الاطوال المعتبقية هي هذه الارقام مضافاً إليها ارتفاع القاعدة الخشبية (أي المتر) فالاطوال المعتبقية

على النحوالتالي: ١٥١ سم، ١٤٩ سم، ١٥٥ سم، ١٦٠ سم، ١٦٥ سم، ١٤٨ سم، ١٥٢ سم، ١٥٧ سم، ١٦٢ سم.

وهذه الاطوال هي نفسها لو انني قمت بقياس هؤلاء اللاعبين دون ادخال ارتفاع قاعدة خشبية ، أي لو انني قمت بقياسهم مباشرة من قمة رأسهم إلى اخمص اقدامهم .

اذن فان المتوسط =  $\frac{1799}{9}$  = 100,5 سم

في المثال الاسبق لاوزان الطلاب نختار الفئة ١٤٥ ــ ١٤٩ والتي مركزها (١٤٧) وسيكون هذا الرقم هو المتوسط الفردي، ولقد تأتى هذا بعد أن:

١ \_ نوزع الدرجات في توزيع تكراري

- ٢ ــ ونختار فئة من الفئات، ويحسن ان تكون وسط التوزيع، ونأخذ مركز
   هذه الفئة ونجعله المتوسط الفردي (وهذا ما سبق ان حددناه).
- ٣ ثم نحسب انحراف كل فئة عن الفئة التي يقع فيها المتوسط الفردي من ناحية عدد الخطوات التي تبتعد فيها عن الفئة المختارة ونضع انحراف كل فئة في عامود نميزه بالرمز (حَ ) اي الانحراف، وسيكون انحراف الفئة التي اتخذت كمتوسط فردى تساوى (صفر) بينا سيكون انحراف الفئة التي تعلوها خطوة واحدة بالزائد، والفئة التي تليها خطوة بالناقص، ذلك ان الفئات تصعد الى اعلى.
- ي \_ بعد ذلك نحسب انحراف كل فئة بصرب التكرار في الانحراف اي (ك X حَ) ونضع الناتج في عمود رابع نرمز له بالرمز (ك حَ).
- ٥ ــ ونجمع الارقام في هذا العمود (ك ح)، ونلاحظ ان الفئات الاعلى فوق
   الفئة التي اتخذت كمتوسط فردي ستكون علاماتهم جميعا بالزائد، بينا
   الفئات الاسفل منها ستكون علاماتها جميعا بالناقص.

ويمكن لنا الحصول على مركز الفئة بجمع الحد الادنى للفئة والحد الادنى

للفئة التي بعدها، اي ١٤٥ + ١٥٠ وقسمت المجموع على (٢) فيكون = 1.50 أو اضافة نصف (١/٢) مدى الفئة الى حدها الادنى اي = 1.50 1 = 1.70 1 = 1.70 1 = 1.70 1 = 1.70 1 = 1.70 1 = 1.70

واليك الجدول التكراري التالي لحساب المتوسط باستخدام متوسط فرض لاوزان ٤٠ طالباً:

التكوار 🗴 الإغراف (ك ح)	الاغواف (ح)	التكرار (ك)	الفتات (ف)
٦ +	7 +	· \	144 - 140
0 +	٥+	١	175 - 17.
л <del>+</del>	٤+	۲	179 - 170
<b>+</b>	۳+	٣	175 - 17.
1 +	Y +	٣	109 - 100
o +	١ +	٥٠	108 - 10.
مفر + ۳۹	صفر	۸	154 - 150
		فلة المتوسط الفرضي	
٦	١	٦	122 12.
17	۲ -	٦	144 - 140
٣ -	٣	1	175 - 17.
۱۲	٤ ـ	۳ .	179 - 170
صفر	0 -	صفر	172 -17.
٦	٦	\	14 - 110
۹			,
ma -			
مجدح = + ۳۹ - ۳۹ = صفر		بجـ ك = (٤٠)	

اذن المتوسط يساوي ١٤٧ + صفر  $\times$  0 = ١٤٧ اذن المتوسط يساوي ١٤٧ المئة  $+ \frac{12}{5}$   $\times$  طول المئة أي أن المتوسط = مركز الفئة الصفرية  $+ \frac{12}{5}$  طول المئة  $\times$ 

# حساب المتوسط الحسابي في حالة القم المتقطعة Discrete values

لا تختلف طريقة المتوسط الحسابي في هذه الحالة عنها في حالة القيم المتصلة ، إلا في عدم وجود الفئات ، وعلى ذلك نتخذ القيمة المعطاة لنا بدلا من مركز الفئة ، كما نعتبر مدى الفئة (١).

والجدول التالي يوضح لنا توزيع عدد الابناء في ١٠٠ عائلة بنـ

التكوار × الإغرافك × ح	الانحراف ح	عدد العائلات	عدد الأبناء في العائلة
١٢ -	£ –	٣	صفر
Y1 -	۳	. <b>V</b>	١
<b>***</b>	. Y =		۲
12	. 1	1 2	. <b>r</b>
صفر	صفر	. 🖸	1
17	1 +	17	٥
71	۲ +	14	٦
۲۱	r +	Υ,	, v
٧٠	٤ +	, 0	٨
١٥	0 +	*	٩
14	7 +	٣	١.
بحدك ح/= +١٠٨	مجاك=١٠٠		
79- 79			

 $\xi, \tau q = \frac{\tau q}{1 \cdot \cdot} + \xi = \pm \frac{\tau q}{1 \cdot \cdot}$ 

### تمرين (١):

· طبق اختبار على عينه مكونة من ٢٠٠ طالب وكانت درجاتهم على النحو التـــالى: ١٠٤، ١٠٨، ١٠٢، ١٣٧، ١٣٨، ١٣٦، ١٣٨، ١٣١، 175 (17A (11Y (12 (1 ) A (1 ) £ (177 (1) A (1) Y 071, X11, X.1, 3.1, [71, 771, 3.1, X.1, X.1, X.1, 311, 771, 711, 071, 011, 771, P11, A11, A11, 071, 171, 311, 771, 011, 771, 371, 711, 711, 0110 . 177 . 118 . 170 . 170 . 171 . 177 . 170 1172 1179 1175 1180 1187 1187 1187 118 119 119 119 1 4713 3713 Alls 4715 4713 4713 4713 4713 PILS . 1 7 % . 1 7 % . 1 7 % . 1 7 % . 1 7 % . 1 7 % . 1 7 % . 1 7 % . 1 7 % . 1 7 % . 1 7 % . 1 7 % . 1 7 % . 1 7 % . 144 . 171 . 171 . 171 . 171 . 171 . 171 . 171 . 171 . 411, 111, XII, 011, 411, PII, 171, XII, 771, . 177 . 177 . 177 . 177 . 177 . 177 . 177 . 177 . 177 . 171 . 177 . 171 . 177 . 177 . 177 . 171 . . 179 . 177 . 177 . 178 . 178 . 171 . 171 . 171 . 177 (17 - (17) (17) (17" (17 - (17" (17" (17" (17" 771 , P71 , A71 , 271 , 071 , 071 , 371 , 371 , 071 , 771 × 471 × 171 × 471 × 471 × 471 × 471 × 471 × 471 × 471 × . 17 . . 171 . 171 . 177 . 177 . 177 . 176 . 176 . 176 . 176 . 176 . 179 . 177 . 171 . 171 . 172 . 172

#### الطلوب:

استخراج المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة مع ذكر كل الخطوات التي قمت بها للحصول على هذا المتوسط.

تمرين (٢):

التوزيع التكراري التالي لدرجات بجموعة من الطلاب عددهم ١٠٠ طالب تقدموا لامتحان النقل في احدى المدارس.

التكوار	الفئات
1	££ - £ •
٤	٤٩ - ٤٥
14	01 - 0.
۱۷	09 - 00
**	75 - 7.
/V	79 - 70
. 10	. V£ - V+
Y	Y9 - Y0
٣	A1 - A
	A9 - A0

### المطلوب:

- ١ ... حساب المتوسط الحسابي عن طريق المتوسط الفرضي .
  - ٣ ــ ايجاد مركز الفئات
  - ٣ ... ايجاد التكرارات المهدة.

تمرين (٣): التوزيع التالي بين درجات مجموعة من الطلاب يبلغ عددهم ٢٠٠ طالب،

التكوار	مركز الفئات
	13
٣	٧.
٥	41
1 £	۲۸ '
**	. 44
<b>40</b>	777
٤١	٤٠
۳۳	11
40	٤٨
**	٥٢
Y	٥٦
۲	٦.
١.	71

#### المطلوب:

١ ـ ايجاد الفئات بحدها الاعلى والادنى

٢ ـ رسم المضلع التكراري

٣ ـ ايجاد التكرار المتجمع الصاعد.

### تمرين (٤):

أعطيت لك تقديرات ٢٠ طَالبًا، وكانت كالآتي:

جيد \_ ضعيف \_ ممتاز \_ جيد جدا \_ ضعيف \_ مقبول \_ جيد \_ جبد \_

مقبول \_ جید \_ جید جدا \_ مقبول \_ مقبول \_ ضعیف \_ مقبول \_ مقبول \_ جید جدا \_ مقبول \_ مقبول \_ جید.

#### المطلوب:

١ \_ وضعها في جدول مناسب، مع ذكر كل الخطوات التي قمت بهاً.

٣ ـ رسم مضلع تكراري لهذه التقديرات

### تمرين (٥):

لدينا عشرون اسره افرادها على النحو التالي:

.0 .0

#### المطلوب:

۱ \_ وضعهم في جدول تكراري Frequency Table

۲ ـ رسم مدرج تكراري

#### غرين (٦):

حصلت ٥٥ عاملة على الدرجات الآتية في امتحان محو الامية:

44 10 11 17 1 7: 40 1 / ۳. T+" "TT" T. TO · \*\* ٨ 27 11 24 ١٨ 13 T 1 17 72 17 17 ۳. 17 . 44 . 44 T+ TE 24 1.8 44 ٨ T. TT 44 ,1 Y 24 44 44 11 12

27

T1 T0

11

### المطلوب:

\* \*

١ \_ استخراج المتوسط الحسابي على أن يكن طول الفئة (٣)

4.4

3

14

17

۲.

11

- ٢ \_ رسم مربع تكراري لهذه الدرجات
- ٣ \_ استخراج التكرار المتجمع الصاعد ورسم المنحنى المناسب له.
  - ٤ \_ استخراج التكرار المتجمع النازل ورسم المنحنى المناسب له .

#### الوسيط Median

الوسيط هو القيمة التي تكون نصف القيم على الاقل ، أصغو منها او مساوية لها ، وكذلك نصف القيم على الاقل اكبر منها او مساوية لها واذا كان لدينا قيم رتبت تنازليا أو تصاعديا تكون لدينا حالتان: ١ ـ اذا كان التكرار الكلي زوجيا فرديا تكون القيمة الوسطى هي الوسيط . ٢ ـ اذا كان التكرار الكلي زوجيا فان الوسيط يأخذ على انه نصف مجموع القيمتين الوسطيين . فعلى سبيل المثال اذا كان لدينا اطوال (٩) من الطلبة وهي ١٦٥، ١٧٠، ١٦٤، ١٧٢، ١٦٧، الالالالالوال فنقوم بترتيب القيم ترتيبا تصاعديا او ترتيبا تنازليا فنحصل على الآتي: ١٦٣ - ١٦٤ - ١٦٧ - ١٦٧ - ١٧٢ - ١٧٢ - ١٧٢ - ١٧٢ منه واربع اطوال الوسيط هو الطول ١٦٨ اذ ان هناك اربع اطوال اقل منه واربع اطوال اكبر منه .

بمعنى آخر، اذا كان لدينا(ن) من القيم، وكانت (ن) عددا فرديا، فان الوسيط هو القيمة التي ترتيبها  $\frac{1+1}{7}$  اذا ما رتبنا القيم ترتيبا تصاعديا او تنازليا.

أما في حالة ان يكون عدد القيم لدينا زوجيا، فان التعريف السابق لا يصلح، اذ انه لا يوجد في هـذه الحالمة قيمة وسطى، بـل اننا نجد قيمتين وسيطتين، فاذا كان لدينا دخل عشر اسر على النحو التالي:

• ٢٠ - ٢١ - ٢٥ - ٢٦ - ٢٨ - ٢٩ - ٣٠ - ٣٠ - ٣٠ - ٣٠ - ٣٠ - ٢٠ فنجد أن القيمتين الوسيطتين هما القيمة الخامسة والسادسة، وهما ٢٧، ٢٨،

وعلى ذلك يمكن اعتبار الوسيط هو القيمة الواقعة بين ٢٨، ٢٧ والوسيط في هذه الحالة  $= \frac{7 + 7 + 7}{7} = 7 + 7$  ، ذلك على اعتبار انه في حالة ما اذا كانت عدد القيم زوجية ، فإن الوسيط يكون متوسط القيمتين الوسطيين .

وعلى ذلك يمكن ان نعطي تعريفا للوسيط هو انه القيمة التي يكون ٥٠٪ على الاقل من القيم على الاقل من القيم اكبر منها او مساوية لها ، وكذلك ٥٠٪ على الاقل من القيم اكبر منها او مساوية لها .

## كيف نقوم بحساب الوسيط من توزيع تكواري؟

لحسابٌ قيمة الوسيط من جدول تكراري تساوي فيسه مجموع التكرارات (ن) نأخذ ترتيب الوسيط وهو ن بصرف النظر عها اذا كانت (ن) فردية او زوجية ونكون جدول تكراري متجمع (صاعد او نازل) وبه يمكن معرفة قيمة الوسيط، وسنفرض ان القيم هنا في الفئة التي يقع فيها الوسيط تتوزع على ابعاد منتظمة داخل الفئة، والجدول التالي يبين درجات ١٠٠ طالب في امتحان للغة العربية:

التكرار المتجمع الصاعد	التكرار (ك)	الفئات ( ف )
, 1	٣	٦٤ ٦٠
47	٨	04 00
٨٩	١٣	01 - 0.
٧٦	۱۵ -	19 - 10
٦١ الفئة الوسيطية	۲.	11 - 1.
11 التكرار المتجمع	17	49 - 40
السابق للفئة الوسيطية		

التكرار المتجمع الصاعد	التكوار (ك)	الفئات ( ف)	
40	١٣	7£ - 7.	
١٢	٩	44 - Y	
٣	٠ ٣	٣ - ٢٠	
	مجه ك ١٠٠		

فرتبة الوسيط هنا هو القيمة التي ترتيبها نـــــا = ٥٠ اي هي قيمة الدرجة التي عدد التلاميذ الذين يحصلون على درجة اقل منه (اي من قيمة الوسيط) وهي تساوي عدد التلاميذ الذين يحصلون على درجات اكبر منه تساوي (٥٠) ولكننا نعرف ان هناك ثلاثة تلاميذ يحصلون على درجات اقل من ٢٥ درجة ، و ٤١ طالب يحصلون على اقل من ٤٠ درجة ، و ٦١ تلميذ يحصلون على درجات اقل من ٤٥ درجة ، وعلى ذلك قان الدرجة التي يحصل على اقل منها خمسون طالبا لا بد ان تقع في فئة الدرجة (٤٠ سـ) وتعرف هَّذه الفئة بالفئة الوسطية، والتكرارات الاصيلة المناظرة لهذه الفئة هي (٢٠) اي ان هناك (٢٠)طالباً يحصلون على درجات تنحصر بين (٤٠) درجة الى اقل من (٤) درجة ، ولما كان هناك ١١ طالباً يحصلون على درجات اقل من ١٠ درجة، فانه لا يزال هناك ٩ من الطلاب في هذه الفئة تقل درجاتهم على الوسيط. وهم ذوي اقل (٩) درجات في الفئة الوسيطية، واذا فرضنا ان القيم موزعة بانتظام في هذه الفئة بمعنى ان ٢٠ طالبا يحصلون على درجات تبعد بعضها عن بعض بمسافات متساوية داخل الفئة ، ما بين ٤٠ درجة الى اقل من 20 درجة، فإن الافراد ۾ الاول يحتلون طولا من الفئة يساوي ۾ من طول الفئة وهي تساوي ٥، اي تساوي  $\frac{9}{7} \times 0 = 7,70$  درجة.

وقيمة الوسيط = الحد الادنى للفئة + طول جزء الفئة الذي تحتله المفردات التسعة الاوليات = ٠٤ + ٢,٢٥ = ٢,٢٥ ٤ واذن، فلكى نقوم بحساب الوسيط من جدول تكراري نتبع ما يأتي:

١ - نكون جدول تكراري متجمع (صاعد او نازل)
 ٢ - نحدد الفئة الوسيطية ونعين التكرار المتجمع السابق للفئة الوسيطية
 ٣ - نحسب الوسيط باستخدام، الوسيط == الحد الادنى للفئة الوسيطية. +
 (ترتيب الوسيط - التكراري المتجمع الصاعد السابق للفئة الوسيطية)
 التكراري الاصلي للفئة الوسيطية × طول الفئة.

واذا اخذنا المثال الخاص بوزن ٤٠ طالب السابق عرضه فاننا نصل الى الوسيط على النحو التالي:

 $= o \times^{\frac{r}{1-0}} + \epsilon \cdot$ 

التكرار المتجمع الصاعد	التكوار	الفئات
٤٠	1	179 - 170
٣٩	1	۱۷٤،۱۷۰
٣٨	1	179 - 170
٣٦	٣	172 - 17.
٣٣	٣	109 - 100
۳.	٥	101 - 10.
٣٠ .	•	129 - 120
40	٨ الفئة الوسيطية	129 - 120
۱۷	٦ التكرار المتجمع	122 - 12.
	السابق للفئة الوسيطية	
11	щ.	189 - 180
٥	١	182 - 18.
£	٣	119 - 170
<b>\</b>	صفر	118 - 17.

التكرار المتجمع الصاعد	التكرار	الفئات
١		119 - 110
	عدك (٤٠)	

 $+ 120 = .0 \times \frac{\pi}{\Lambda} + 120 = .0 \times 1$  وطبقا لما تقدم فان الوسيط يساوي 120  $\times$  127,9 = 1,9

او ان نعرضها بصورة القانون السابق فتساوي:  $\times \frac{1V-7}{4} + 150$ 

#### المنوال Mode

المنوال هو القيمة التي تكرر اكثر من غيرها اي هي القيمة الاكبر تكرارا، وعلى ذلك فانه يقع في الفئة ذات اكبر تكرار، ونعرف هذه الفئة بالفئة المنوالية، فاذا كان لدينا توزيع تقديرات ١٠٠ طالب في احد مواد الامتحان ممتاز (٧) جيد جدا (١٣)، جيد (٢٧) مقبول ٤٠، صعيف (٨)، ضعيف جدا (٥)، فإن المنوال هنا هو تقدير (مقبول) ذلك لانه يمثل تقدير اكبر عدد من الطلبة.

ولدينا مجموعة درجات (٩) تلاميذ كانت على الوجه التالي: ٢٥ - ٢٠ - ٢٨ - ٣٨ - ٢٨ والمطلوب ايجاد ١٤ - ٢٨ - ٢٨ والمطلوب ايجاد المنوال، هنا لا نجد اي درجة تتكرر وعلى ذلك فان هذه المجموعة لا منوال لها.

وقد نجد في بعض التوزيعات ان المكرار يرتفع الى قوة ثم ينخفض ثانية ،

ولكنه يعود الى الارتفاع الى قمة اخرى، وعلى ذلك فان هذا التوزيع يكون له اكثر من منوال.

ويمكن حساب المنوال من توزيع تكراري، ذلك انه في حالة وجود توزيع تكراري لدينا، فإن المنوال هو مركز الفئة المنوالية التي يسوجد فيها اعلى تكرار، ففي مثال اوزان الطلاب البالغ عددهم اربعين طالباً، فإن اعلى تكرار وهو لم وهو للفئة ١٤٥ - ١٤٩، والتي مركزها هو ١٤٧، وهذه الدرجة هي درجة المنوال، اي ان المنوال هنا باختصار انما يمثل القيمة الاكثر شيوعا وهي القيمة التي تناظر قمة المنحنى الذي يمثل التوزيع التكراري.

على أن نلاحظ أن هناك طرقا مختلفة لحساب المنوال، على أن هذه الطرق المختلفة تعطي نتائج مختلفة، والسبب في ذلك يرجع الى أن هذه الطرق تقريبية وتختلف عن بعضها في درجة الدقة وفي التقريب.

# أ .. ايجاد الوسيط بوسم المنحنى المتجمع الصاعد أو النازل:

يمكن لنا ايجاد قيمة الوسيط برسم المنحنى المتجمع الصاعد بتعيين النقطة بن على المحور الرأسي، من هذه النقطة نرسم مستقيا أفقيا يقطع المنحنى ينقطة نسقط منها عمودا على المحور الأفقي فيقابله في نقطة تكون هي الوسيط. وبالمثل يمكن لنا ان نحصل على نفس القيمة باستخدام المنحنى التكراري المتجمع النازل (انظر الرسم رقم ١).

# ب \_ ايجاد الوسيط بالرسم من المنحنى المتجمع الصاعد والمتجمع النازل:

ومن الممكن أيضا اذا رسمنا المنحنيين الصاعد والنازن على نفس المحاور فانه يمكن لنا تعيين قيمة الوسيط وهو يساوي الاحداثي الأفقي لنقطة تقاطع المنحنيين فاذا نحن اسقطنا عمودا من نقطة تقاطعها على المحور الافتي، فانه يقطعه في نقطة (م) ويكون البعد (م) هو الوسيط.

واذا رجعنا ألى الجدول الخاص بدرِجات (١٠٠) طالب في امتحان اللغة العربية والتي كان توزيعها على النحو التألي بتكراريها المتجمع الصاعد والنازل:

التكرار المتجمع النازل	التكوار المتجمع الصاعد	التكوار ك	ف الفئات
٣	1	٣	72 - 7.
11	4.4		09 _ 00
۲٤	٨٩	١٣	۵٤ ـ ۵۰
٣٩	۲۷	10	٤٩ - ٤٥
٥٩	7.1	۲.	٤٤ - ٤٠
٧٥	٤١	١٦	T9 - T0
۸۸		١٣	WE - W.
47	14	٦.	T9 - T0
1	٣	٣	72 - 7.

فانه يمكن لنا عن طريق الرسم الحصول على الوسيط والرسم التالي يوضح كيفية ايجاد الوسيط:

- ١ ـ نرسم المحور الافقي وهذا يمثل الفئات والمحور الرأسي يمثل التكرار
   ١ ت ».
- ٢ ـ نسقط عمود من نقطة تقاطعيها على المحور الافقي فيقطعه في نقطة (م)
   وهذه النقطة هي الوسيط وهو هنا يساوي (٤٢) درجة. (انظر الرسم رقم ())

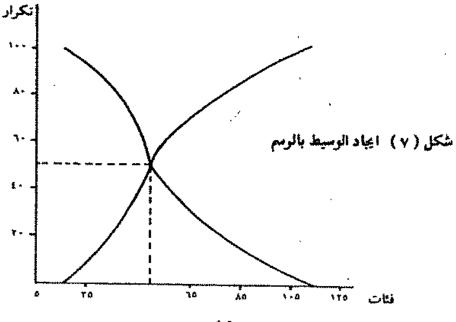
### حساب المتوال بالرسم من التكرار المهد

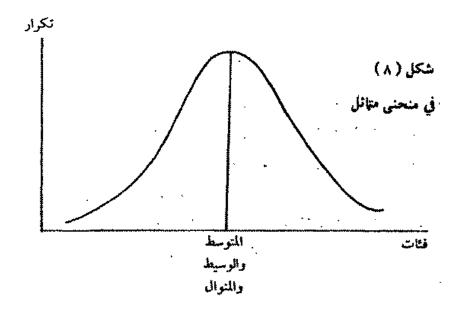
نرسم المنحنى التكواري الممهد للتوزيع، ونسقط عمود من قمة المنحنى على المحور الافقي، فتكون نقطة تقاطع هذا العمود مع المحور الافقي هي قيمة المنوال، وهذا العمود نسمية خط أكبر تكوار، والشكل التالي يبين قيمة المنوال من المنحنى التكراري لدرجات (١٠٠) طالب في امتحان اللغة العربية، ومن الرسم يتبين ان المنوال يساوي (٤٢).

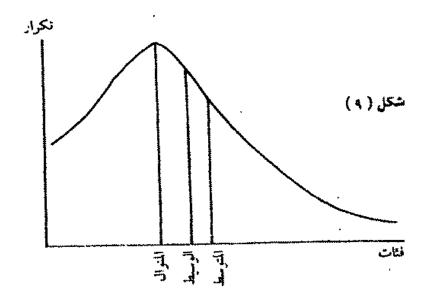
على ان نلاحظ ان قيمة المنوال في هذه الحالة تتوقف على دقة الرسم ودرجة الدقة في تمهيد المنحنى، لأن القيمة تتوقف على هذا التمهيد (انظر الرسم رقم ٢)

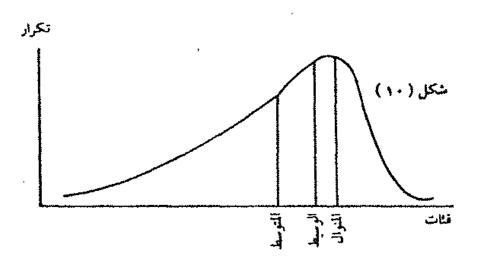
مقارنة بين المتوسطات الثلاثة: المتوسط، الوسيط، المنوال

- ـ في التوزيع المتاثل تكون هذه المتوسطات الثلاة متطابقة.
- ان المتوسط الحسابي يستخدم في حسابه جيع القيم، لذا فهو أدق هذه
   المتوسطات الثلاثة.
- الوسيط أو المنوال لا يتأثران بالقيم المتطرفة ، كما انه في حالة الجداول
   التكرارية المفتوحة يمكن الحصول عليها .
- المتوسط الحسابي يتأثر بالقيم المتطرفة، كها انه في الجداول التكرارية
   المفتوحة يتعذر حسابه.
- المتوسط الحسابي في التوزيعات المثوية يتجه عادة ناحية الطرف المدبب
  أي الملتوي بينا الوسيط يقع عند منتصف المسافة التي يمثلها التوزيع.
   والاشكال الثلاثة تبين موضع هذه المتوسطات الثلاثة ...









### متى يفضل استخدام مقابيس النزعة المركزية؟

### أولا \_ المتوسط الحسابي:

يفضل استخدام رالمتوسط الحسابي:

أ \_ اذا كان توزيع العينة التي لدينا مناثلا حول المركز او اعتداليا. ب \_ واذا كنا نريد الحصول على معامل يمكن استخدامه في مقاييس الدلالة او التشتت.

جـ ـ واذا أردنا الحصول على معامل يتميز بقدر كبير من الثبات.

#### ثانيا .. الوسيط:

أ \_ اذا كان التوزيع الذي لدينا توزيعا ملتويا وبه قيما متطرفة جدا . ب ـ واذا كان جدول التوزيع لدينا مفتوحا . ج \_ واذا كنا نريد الحصول على معامل في اقصر وقت.

د م واذا كان هدفنا معرفة قيمة لعينة وعها اذا كانت هذه القيمة تقع في النصف العلوي او السفلي للتوزيع الذي لدينا.

#### ثالثا \_ المنوال:

يفضل استخدام المنوال:

أ \_ اذا أريد الحصول على معامل مركزي في أقصر وقت ممكن.

ب \_واذا كان هدفنا معرفة القيمة التي يتفق فيها اغلب أفراد المجموعة التي لدينا.

### تمارين

### تمرين (١)؛

#### المطلوب:

- ١ \_ حساب الوسيط من الجدول التكراري بالطريقة الحسابية.
- ٢ ـ رسم المدرج التكراري على ان يمثل التكرار بمستطيل مرسوم على الفئة
   كلها .
- ٣ '- رسم المنحنى التكراري على ان نضع النقط التي تمثل التكرارات في نهاية الفئة.

### تمرين (٢)؛

الدرجات التالية تمثل دخول ٥٠ أسرة مصرية:

- TE - TO - ET - TE - TA - 19 - TT - TE - TO - TY

- 1V- TT- TY- TO- TT- 19- 10- TO- TY- TA

- 0 - TY - A - 19 - TY - TO - T - TY - TA - 17

. 11 - TY - TY - 0 - 1A - TO - TA - TY - TT - 10

#### والمطلوب:

- ١ .. وضعها في جدول تكراري مدى كل فئة فيه (٥).
  - ٢ \_ استخراج المنوال في هذا الجدول التكراري.
- ٣ ــ رسم المضلع التكراري على ان تعبر عنه تكرار كل فئة بنقطه توضع في
   مركز الفئة تماما.

### الفصل الثالث

## مقاييس التشتت Measures of dispersion

سبق أن بينا قيمة مقاييس النزعة المركزية : المتوسط الحسابي، والوسيط والمنوال في أنها تصف المجموعة بقيمة واحدة بستعاض بها عن عدد كبير من القيم التي تكون مجموعة القيم المعطاة لنا . كما أنها تبين لنا القيم المتوسطة لما بين أبدينا من أرقام، ولكن على بكفي أحد هذه المقاييس، أو أثنين منهم، وليكن المتوسط الحسابي أو الوسيط لوصف قيم المجموعة التي لدينا وصفا كاملا، والمقارنة بينها وبين قيم مجموعة أخرى ؟

ولنعطي المثال التالي:

بحوعتان كل منها خس عال وخس عناملات، وكناست درجناتهم في المتحان محو الأمية كالآتي:

فالمتوسط الحسابي لكل من هاتين المجموعتين يساوي (١١)، كذلك فان الوسيط لكل منهما يساوي (١١)، ولكن هل نستطيع القول بأن المجموعتين متعادلتين فيا يقيسه هذا الامتحان؟

الحقيقة ان النظرة السريعة نبين ان درجات مجموع العمال متقاربة ، بينا درجات مجموعة العمالات منتشرة Scattered ، او مبعثرة او مشتة ، وهذا يعني أنه رغم اتفاقهم (أي المجموعتين) في المتوسط والوسيط، الا ان هناك فروقا كبيرة بين افراد مجموعة العاملات عنها بين افراد مجموعة العمال . وهذا يعني ان

قيم مجموعة العاملات اكثر تبيانا Variance من قيم مجموعة العمال، أي ان قيم مجموعة العمال اكثر تجانسا من قيم مجموعة العاملات.

لذلك فان الباحث ينبغي علية الا يكتفي بحساب المتوسط او استخدام مقاييس النزعة المركزية، بل ينبغي ان يكون لديه الى جانب ذلك مقياس للتشتت يوضح له مدى تباعد او تقارب القيم التي لديه بعضها ببعض، اي هدى اختلافها وتوزيعها، بمعنى مدى تشتها، ومقاييس التشتت متعددة

اهمها:

Range semi inter- quartile range mean deviation standard deviation المدى المُطلق تصف المدى الربيعي الانحراف المتوسط الانحراف المعياري

#### المدى المطلق Range

ألمدى كما سبق ان عرفنا (ص ٧) هو الفرق بين اكبر رقم في مجموعة الارقام المعطاة لنا واصغر رقم فيها.. فلقد كان رقم (١٧٦) هو الرقم الذي يدل على اكبر وزن في مجموعة الـ (٤٠) طالب، ورقم (١١٩) هو الرقم الذي يدل على اصغر وزن في هذه المجموعة وكان الفرق بين (١٧٦) و الذي يدل على اصغر وزن في هذه المجموعة وكان الفرق بين (١٧٦) و (١١٩) هو (١٧٥) وهذا الرقم الاخير هو ما نطلق عليه المدى.

واذا اخذنا الارقام التالية لمعرفة المدى المطلق لها:

ولنحاول ايضا ان نحصل على المدى المطلق للارقام التالية: ٨٠ ـ ١٥ ـ - ١٤ ـ ٢٨ ـ ٣٦ ـ ٣٥ ـ ٣٣ ـ ٣٠ ـ ٣٠ . فنجد انه يساوي ٨٠ ـ ٣٠ = ٥٠

وبمقارنة المجموعتين الاخيرتين، نجد ان المدى المطلق في المجموعة الاولى

يساري ( ٢٧ )، وإن المدى المطلق في المجموعة الثانية يساري ( ٥٠ )، اي ان التشتت في المجموعة الثانية اكبر منه في المجموعة الاولى، وهذا غير صحيح، فلو حذفنا الرقم المتطرف في المجموعة الثانية وهو ( ٨٠ )، فإن المدى سوف يكون 20 - - - - - - - 10 أي يكون التشتت في المجموعة الثانية .

امتحن ثلاثة مجموعات من التلاميذ في الرياضة الحديثة ،وكانت اقل درجة حصل عليها تلميذ (١١٠)، أي حصل عليها تلميذ آخر (١١٠)، أي ان المدى المطلق لكل من المجموعات الثلاثة يساوي ١١٠ — ١٠ = ١٠٠ درجة ، وكانت الجداول التكرارية على النحو التالي:

वधाधाः	الجموعة	المجموعة الثانية		الأولى	الجموعا
, <u>ජ</u>	ن	신	ف	ಲ	ن
١.	1.	- 1	. 1.	١	١.
1	٧.	11.	۲.	صفر	۲.
1.	٣٠	٨	٣.	صفر	٣٠
- A+	٤٠	V1	٤.	صفر	٤٠
.10	٥٠	10	,	. صفر	٥٠
١.	٦٠	11	٦.	٤٥	٦٠
١.	٧٠	۲.	٧٠	**	٧٠
. \•	۸۰	1.	٠ ٨٠	· Y.	۸٠
١.	٩.	٨	٩.	۲.	9.
١.	1	٦	-1.	صفر	١
١.	11.	٤	١١.	١	11.
11	المجموع ٠	11	المجموع •	11	المجموع

ونلاحظ على هذه الجداول ان قيم المجموعة الاولى اقل انتشارا من قيم

المجموعة الثانية ، ذلك ان القيم تنجمع حول المتوسط، وان قيم المجموعة الثانية اقل انتشارا من قيم المجموعة الثالثة، والمحصلة العامة لهذا أن المدى المطلق لا يعطى دلالة واضحة لمدى توزيع وانتشار القيم، لذلك نقول:

- انه بتوقف على درجتين فقط الدرجة الاكبر والدرجة الاصغر، وقد تكونا متطرفتين لا تمثلان المجموعة التي ينتميان اليها.
  - ـ يصعب عن طريقة مقارنة مدى عينتين مختلفتين في الحجم
- اذا كان هناك انفصال بين الفئات المتطرفة ، فانه لا يمكن الاعتاد عليه واستخدامه لانه سوف يؤدي الى اخطاء لا محالة . اذن ، فالمدى المطلق لا يعطي دلالة واضحة لمدى انتشار القيم وتسوزيعها ، لمذلك نلجماً الى مقاييس اخرى لتبيان الاختلاف او التشتت ، وبها نحاول التخلص من أثر القيم المتطرفة التي قد تنحو ناحية التطرف الشاذ .

لماذا لا نستطيع الاعتاد على المدى المطلق في مقارنة مدى عينتين غتلفتين في الحجم.. اي في تشتت عينتين.. ٢

### نصف المدى الربيعي Semi Inter- quartile range

بعد ان تبين لنا عيوب المدى المطلق Range، فاننا نبحث عن مقياس آخر للبشت يتلافى ما في المدى المطلق من عيوب. ولقد كان العيب الاساسي للمدى المطلق هو اهتامه بالقيمتين المتطرفتين، لذلك فاننا في مقياس التشتت الذي نحن بصدده، وهو نصف المدى الربيعي، سوف نستغني عن هاتين القيمتين المتطرفتين اللتين يهتم بها المدى المطلق، ونهتم بالجزء المتوسط من القيم والذي لا يتضمن الربع الأول ولا الربع الأخير من القيم، وانحا الذي يحتوي على قيمتين عبا القيمة التي يؤيد عنها ربع على المجموعة فقط، والقيمة التي يؤيد عنها ربع المراد المجموعة فقط، والقيمة التي يؤيد عنها ربع

ولقد سبق لنا أن رأينا في الوسيط Median أن القيمة التي تقسم مجموعة القيم

الى نصفين، احدهما يحوي قيا اكبر منه او متساوية، والثاني يحوي قيا اصغر منه او متساوية، ولو قمنا بنفس هذا التقسيم على النصفين اللذين اليها انقسمت المجموعة الاصلية، لانقسمت المجموعة كلها الى اربعة اقسام متساوية واصبح كل قسم من هذه الاقسام الاربعة المتساوية يسمى ربعا. فلكل مجموعة اربعة الرباع، ولكن كل نقطة من نقط التقسيم تسمى بالربيع، ونقط التقسيم هنا ثلاث نقط، اي ان كل مجموعة لها ثلاث ربيعات. فنحن اذا عددنا افراد أية مجموعة مبتدئين باقلها قيمة حتى نصل الى ربع افراد هذه المجموعة، فإن النقطة التي نصل اليها بهذه الطريقة ويقع تحتها ربع مجموع افراد هذه المجموعة أي ٢٥٪، هي ما تسمى بالربيع الأدنى Lower - Quartile والتي نرمز لها بالرمز (١٠) او ربع افراد المجموعة، كانت النقطة التي نصل اليها بهذه الطريقة والتي يقع تحتها ربع افراد المجموعة، كانت النقطة التي نصل اليها بهذه الطريقة والتي يقع تحتها ربع افراد المجموعة، كانت النقطة التي نصل اليها بهذه الطريقة والتي يقع تحتها يكون هو الربيع الثاني (٢٠) او (Q2) أي النقطة التي يقع تحتها ٥٠٪ من يكون هو الربيع الثاني (٢٠) او (Q2) أي النقطة التي يقع تحتها ٥٠٪ من الحالات.

فالربع اذاً جزء من المجموعة بينا الربيع هو نقطة تحدد نهاية الربع.

### طريقة ايجاد نصف المدى الربيعي:

١ \_ نحسب كل من الربيعين الإول والثالث

٣ ــ نطرح الربيع الاول من الربيع الثالث، فيكون الناتج هو المدى الربيعي .

٣ \_ بقسمة المدى الربيعي على (٢) يكون الناتج نصف المدى الربيعيّ.

# كيف نحسب الوبيع الأدنى والوبيع بالأعلى:

- ٣ ـ نوجد قيمتي الربيعين بنفس طريقة ايجادنا للموسيط، واليك جدول التوزيع التكراري التالي ولنحاول ان نحصل على نصف المدى الربيعي منه، وهو يمثل درجات مجموعة مكونة من (١٦٤) طالبا في مادة اللغة الانجليزية:

تكوار متجمع صاعد	ك	ا ق
١٦٤	· <b>*</b> *	` ^^
171	. О	۸٠ .
107	٠ ۵	. , Vo
101	١	٧٠
	` · ·	، ٦٥ (فئـــة
, -	ļ;	الربيــــع الأعلى)
١٣٩ نقطة الربيع الأعلى	10	> <b>٦</b> •
112	, **	٥٥
9.5	44	٥٠
77	77	٤٥
		٤٠ (فئة
12 نقطة الربيع الأدنى	10	الربيع الأدني)
Y4	١٣	. 40
17	14	۳.
٤	٤	70
صفر	صفر	۲.
	ب ك ١٦٤	•
		<u> </u>

والبيك مثال آخر لدرجات (١٠٠) طالب في امتحان اللغة العربية (انظر

تكرار متجمع صاعد	ك	j
1	٣	٦٠ '
47	٨	66
, 44	۱۳	O+ '
٧٦ ب نقطة الربيع الأعلى	10	فئة الربيع الاعلى 🗻 ٤٥
11	٧.	٤٠
٤١ 🕳 نقطة الربيع الادني	17	فئة الربيع الادنى 🗻 ٣٥
70	۱۳	۳.
١٢	٩	40

تكرار متجمع صاعد	ك	ف	
٣	٣	Y •	
1	مجــك		

$$V, ro = \frac{1\xi, V}{r} = \frac{ro - \xi q, V}{r}$$
 نصف المدى الربيعي  $\frac{ro - \xi q, V}{r}$ 

ويلاحظ أن الربيع الأدنى موجود في الجدول التكراري ولا يحتاج الى حساب، بينا نجد أن الربيع الأعلى جزء منه متضمن في الفئة (٤٠ -) والجزء الآخر في الفئة (٤٥ -) ولما كان الربيع تساوى (٧٥)، فأنه في الفئة (٤٥ -) يوجد ١٤ طالباً من التكرار (١٥) وعلى ذلك حسب الربيع الأعلى على النحو الذي تم عليه.

واذا عِدنا للمثال الخاص باوزان الـ (٤٠) طالباً (انظر ص ٣٥)، فاننا نحصل على نصف المدى الربيعي على النحو التالي:

التكرار المتجمع الصاعد	ك	ف
٤٠	1	140
79	١	14.
٣٨	۲	170
***	٣	17.
٣٣ نقطة الربيع الأعلى	٣	فئة الربيع الاعلى ١٥٥
٣٠	٥	10.
۳۵ -	Α '	120
17	٦	12+
١١ نقطة الربيع الادني	٦	فئة الربيع الادئى ١١٣٥
٠	١.	14.
٤	٣	140
· • • • • • • • • • • • • • • • • • • •	ضفر	17.
١	١,	110
	عجاك ٤٠	

الربيع الاعلى = ١٥٥ (وهذا موجود في الجدول التكراري ولا نحتاج الى حسابه)

$$V_{19} = \frac{10, \Lambda}{7} = \frac{100 - 700}{7} = \frac{100, \Lambda}{7}$$
 اذن = نصف المدى الربيعي =  $\frac{100, \Lambda}{7} = \frac{100, \Lambda}{7}$ 

#### الانحراف المتوسط: Mean Deviation

يتمبز الانحراف المتوسط عن كل من المدى المطلق ونصف المدى الربيعي بانه (أي الانحراف المتوسط) يتناول جميع القيم المعطاة لنا في المجموعة، ومن ثم يتأثر بها، ذلك ان المدى المطلق ونصف المدى الربيعي يقصران حسابها على قيمتين فقط من القيم المعطاه في المجموعة، فالمدى على سبيل المثال يأخذ أكبر قيمة واصغر قيمة في المجموعة ونصف المدى الربيعي يقتصر على الربيع الأدنى والربيع الأعلى، لذلك نستطيع القول دون تحفظ ان الانحراف المتوسط أدق من كل من المدى ونصف المدى الربيعي في قياس التشتت.

وتقوم فكرة الاغراف المتوسط على حساب انحراف كل قيمة من قم المجموعة، فالمدى على سبيل المثال يأخذ اكبر قيمة واصغر قيمة في المجموعة ونصف المدى الربيعي يقتصر على الربيع الأدنى والربيع الأعلى، لذلك نستطيع القول دون تحفظ ان الانحراف المتوسط أدق من كل من المدى ونصف المدى الربيعى في قياس التشتت.

وتقوم فكرة الانحراف المتوسط على حساب انحراف كل قيمة من قيم المجموعة عن المتوسط الحسابي، ذلك ان اختلاف (اي تباين) او اتفاق (اي انسجام) قيمة المجموعة يظهر من مدى اقترابها او ابتعادها عن المتوسط، فالقيم تكون منسجمة اذا ما تجمعت حول المتوسط ومتباينة كلم آبتعدت عن التجمع حول المتوسط، وقد يحدث نادرا ان يكون الانحراف مأخوذا عن الوسيط Median او اي قيمة متوسط اخرى.

### كيفية حساب الاغراف المتوسط:

- ١ \_ حساب المتوسط الحسابي للقيم المعطاة لنا.
- ٢ ـ حساب انحراف (أي بعد) كل قيمة عن المتوسط الحسابي."
- ٣ جمع الانحرافات دون اعتبار للاشارة (سواء أكانت موجيه او سالبه) ذلك ان من اهم خواص المتوسط الحسابي ان مجموع الانحرافات عنه الموجبة والسالبة متعادلة.
  - ٤ تحساب متوسط هذه الانحرافات بقسمه مجموعها على عدد القيم المعطاة لا ويكون المتوسط هذا هو نفسه الانحراف المتوسط.

اعطيت لك القيم الآتية:

02 ـ 20 ـ 21 ـ 71 ـ 71 ـ 27 ـ 20 ـ 71 ـ 20 ـ والمطلوب حساب الإنجراف المتوسط لها لمعرفة مدى تشتتها:

الاغراف عن المتوسط	· الق <sub>ام</sub>
•	0 £
مفو	. 10
	Y 4
17	71
Υ	٤٣
<b>Y</b>	٥٢
<u> 11 -</u>	
۳۴	710
<b>**</b> +	

المتوسط الحسابي ٣١٥ ÷ ٧ = 20

مجموع الانحرافات = ٣٢ + ٣٢ = ٦٤ اذن الانحراف المتوسط = ٦٢ ÷ ٧ = ٩,١٤

حساب الاغراف المتوسط من جدول تكواري:

الجدول الثالث يمثل الفئات والتكرارات لجموعة من الطلاب عددهم ١٣٦ طالباً في اختبار للمبول المهنية والمطلوب حساب الانحراف المتوسط لمعرفة مدى تشتت هذه الفئات:

التكرارات	. النات
١٢	71
٨	٦٠
4	٥٦
۱۲	٥٢
12	£ A
١٦	fi
٧.	1
1 .	4.4
10	<b>*</b> Y
١٦	۲۸

طريقة حساب الانحراف المتوسط من جدول الكراري: ١) حساب المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة (انظر ص ٢٣ - ٢٥)

ك × ح/	الإغراف (حَ )	التكوار (ك)	مركز الفئات	الفئات
٦٠	٥	۱۲	77	٦٤
44	Ĺ	٨	٦٢	٦.
. **	٣	٩	٥٨	٥٦
. 72	۲	17	0 £	٥٢
۱٤	١ ١	١٤	٥٠	٤٨
صفر	صْفر	١٦	٤٦	٤٤
۲۰ –	صفر - ۱	۲.	٤٣	٤٠
۲۸	۲	١٤	٣٨	٣٦
٤٥	۳ – ۱	10	۲٤.	44
· ካይነ፡፡፡	∴ £ ´≠	١٦	۴.	۲۸
-104		١٣٦		
107 12		1		
صقو		٠		

المتوسط الحسابي = مركز الفئة الصفرية + بحب (ك حَ)  $\times$  طول الفئة أي = 13 + صفر  $\times$  2  $\times$  1  $\times$  2  $\times$  2  $\times$  2  $\times$  1  $\times$  2  $\times$ 

٢) ايجاد الفرق بين مراكز الفئات والمتوسط الحسابي دون اعتبار للاشارة سالبة
 كانت ام موجبة:

اغراف مراكز الفئات عن المتوسط الحسابي (/ح/)	مراكز الفئات (ف)
· *•	77
	77
17	٥٨

انحراف مواكز الفئات عن المتوسط الحسابي ( /ح/ )	مواكز الفئات ( ف)
٨	٥٤
٤	٥٠
صفر	٤٦
٤	1.4
٨	. * *
<b>W</b> £	15
17	٣٠

٣) ايجاد الانحراف المتوسط بضرب انحراف مركز كل فئة في التكرار وقسمه المجموع الكلي الناتج على مجموع التكرارات أي المجموع الكلي الناتج على مجموع التكرارات أي

/ ح/ ×.ك	ك	/ح/
Y £ •	۱۲	۲.
۱۲۸	٨	17
۱۰۸	٩	۱۲
97	١٢	٨
70	12	٤
صفر	17	صفر
صفر ۸۰	۲.	صفر <b>٤</b>
117	12	٨
١٨٠	10	17
707	17 %	17
بح/ح X ك = ١٧٥٦	بح ك = ١٣٦	

 $4,72 = \frac{1707}{177} = 1,75$  الانحراف المتوسط

واليك مثال آخر: فالجدول التألي يبين درجات (١٠٠) طالب في المتحان اللغة العربية، والمطلوب استخراج الانحراف المتوسط لقياس مدى تشتت درجاتهم:

التكرار	الفئات
.*	1.
۸	٥٥
14	۰,۵
10	10
Y •	٤٠
17	40
17	۳.
, 4	40
٣	۲.

الجل: ١) ايجاد المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة:

/っ 丝	ح/	ك	مركز الفئة	ف
14	Ĺ	٣	77,0	٦.
71	٣	٨	٥٧,٥	٥٥
۲٦	۲	۱۳	07,0	٥٠

/논 실	اح/	ଧ	مركز الفئة	ف
10	١	10	٤٧,٥	٤٥
صفر	صفر	۲.	17,0	٤٠٠
۱٦	١	17	44,0	40
۲٦ _	۲	۱۳	44,0	۳٠
۲۷	۳'-	٩	44,0	. 40
۱۲	٤	۴	77,0	۲٠
٧٧		1		
۸١				
٤ -				

 $0 \times \frac{2}{1} + 27,0 = المتوسط الحسابي$ 

 $= 7.7 = -7.7 = -7.0 = 0 \times 1.00 = 1.00$  (1) حساب انحراف مراكيز الغثيات عن المتبوسيط الحسابي (/ح/)

انحراف مراكز الفئات عن المتوسط (/ح/)	مواكز الفئات
Y • , Y	17,0
10,7	۵۷,۵
1.,5	07,0
0,1	14,0
صغر	٤٢,٥
٤,٨	۳۷,٥

انحراف مراكز الفئات عن المتوسط (/ح/)	مواكؤ الفئات
۹,۸	TT,0
12,1	۲۷,٥
19,8	YY,0

# (ب) استخراج مجـ ك×/ح/

	_	
٦٠٦٦	۲٠,۲	٣
דנוזו	١٥,٢	
18797	1 - , 7	۱۳
۰ر۸۷	0,4	١٥ ٠
صفر	صفر	۲۰
۸ر۲۷	٤,٨	17
٤٧٧٢	۹,۸	14
۲۲۳۲۱	۸٤۶۸	٩
٤ر٩٥	13,4	٣
Y.44.7	,	

الانحراف المتوسط = مجه ك 
$$\times$$
 / ح/ أي أن  $\frac{V \times \sqrt{1 + V}}{V \times \sqrt{1 + V}} = \frac{V \times \sqrt{1 + V}}{V \times \sqrt{1 + V}}$ 

واليك مثال ثالث: التوزيع التكراري التالي يبين اوزان ٤٠ طالباً، المطلوب ايجاد الانحزاف لتبيان تشتت هذه الأوزان:

التكوار	الفئات
1	١٧٥
1	١٧٠
۲ .	170
٣	١٦.
۳ '	100
٥	. 10.
٨	160
٦	15.
. 1	140 :
, <b>1</b>	17,- /
٣	١٢٥
صغر	14.
1	110
بح. ك . ٤	

### الحل: `

# ١) ايجاد المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة:

(كح/)	اح/	ك	مركز الفثات	الفئات
7	1,	١.,	177,0	170
٥	٥	١	177,0	١٧٠
٨	٤	۲	177,0	١٦٥
٩	۴	٣	177,0	17.

(كح/)	ح/	ك	مركز الفئات	الفئات
7	۲	٣	107,0	100
٥	١	٥	107,0	10.
صفر	صفر	۸	1 2 7,0	110
٦ -	١ -	٦	127,0	11.
۱۲ -	۲ -	٦	184,0	170
۳ –	۳ -	١.	187,0	17.
17 -	٤ -	٣	144,0	17.0
صفر	0 -	صفو	177,0	17.
7	٦ _	\	117,0	110
<b>*4</b> +		٤٠		i
۴۹	,			
	-			

 $124,0 = 0 \times \frac{000}{100} + 124,0 = 0$ المتوسط الحسابي

٢) الانحراف المتوسط (أ) حساب انحراف مراكز الفشات عن المتسوسط الحسابي (/ ح/)

انحراف مراكز الفئات عن المتوسط الحسابي / ح /	مواكز الفئات
* •	۵ر۱۷۷
40	٥ر١٧٢
` Υ•	٥ر٧٦٧
1 o	٥ر١٦٢
١.	۵۲۷۵۱

مراكز الفئات
۵ر۲۵۲
٥ر٧٤٧
۵ ر ۲ یا
٥ر٢٣٧
٥ر١٣٢ .
٥ر١٢٧
٥ر١٢٢ '
11170

# (ب) استخراج مجمد ك ×/ح/

/ح/ 십	/ح/	<u>ئ</u> ن
٣٠	٣٠	,
40	70	١
٤٠	٧٠	٠ ۲
10	١٥	*
۳٠	١.	*
40	0.	٥
صفر '	صفو	. A <sup>*</sup>
صفر ۳۰	٥	٦
٦٠	١.	,
١٥	10	1
٦٠.	۲.	<b>T</b>
مفر <u>۲۰</u>	70	صفر
	٣٠	
44.		

$$\frac{\sqrt{z}/x}{2}$$
 الانحراف المتوسط =  $\frac{y-2}{2}$  أي  $\frac{y-2}{2}$  مي الانحراف المتوسط =  $\frac{y-2}{2}$ 

نلاحظ مما سبق في الأمثلة التي أعطيناها اننا في الانحراف المتوسط، انما قد استخدمنا كل القيم المعطاة لنا ، ولم نقتصر على قيمتين من القيم المعطاة لنا كها حدث بالنسبة للمدى المطلق او نصف المدى الربيعي .

## الانحراف المعياري Standard Deviation

تبين لنا ان هناك صعوبة قد قابلتنا عند استخدامنا لانحرافات القيم عن وسطها الحسابي كأساس لمقياس التشتت. وهذه الصعوبة هي الاشارات السالبة التي كنا نهملها. واتخذنا الانحراف المتوسط كمتوسط مجموع الانحرافات دون اعتبار للاشارة، ولكن في الانحراف المعياري وجدنا طريقة أخرى للتغلب على صعوبة الاشارات السالبة، وهذه الطريقة هي تسربيع الانحرافسات، أي ضربها في نفسها فتصبح كلها موجبة، ذلك أن  $(- \times - = +)$  وان (+ + = +).

وعلى سبيل المثال، لو اخذنا القيم الآتية لايجاد الانحراف المعياري لها = 02 = 03 = 07 = 07 = 07 = 07 = 09

ثانياً = حساب انحراف الفئات عن المتوسط، ويوضح ذلك الجدول التالي

مربع الانحواف عن المتوسط	الانحراف عن المتوسط	القيم
	٩	
۸۱	صفر	٥٤
صغر	17-	10
407	١٦	44
L.	Y -	71
Ĺ	Y	٤٣
٤٩	۱٤	۲٥
197	47 -	٣١
, <b>A£</b> Y	TYY	مجد ٣١٥

ثالثاً = تربيع الانحراف عن المتوسط، أي ضرب كل رقم في نفسه حتى نقضى على الاشارات السالبة، وهذه الخطوة واضحة في الجدول السابق.

رابعاً = حساب متوسط مربعات الانحراف، ویکون ذلك بقسمة مجموع مربعات الانحراف عن المتوسط علی مجموع القیم أی  $\frac{\Lambda \Sigma \Upsilon}{V} = \pi \cdot 1 \Upsilon \cdot 1 \Upsilon$  ومتوسط مربعات الانحراف هذا هو الذي نطلق عليه لفظ التباين Variance

خامساً = حساب الانحراف المعياري وهذا ما هو الا الجذر التربيعي لمتوسط مربعسات الانحراف أي = ١٣٠,٣ = ١٠,٩٦٧ ، اي ان الانحراف المعياري يساوي ١٠,٩٦٧ .

# حساب الانحراف المعياري من جدول تكواري:

اذا اخذنا الجدول التكراري السابق (انظر ص ٦٠) إلجان بدرجات (١٣٦) طالب في اختبار الميول المهنية لحساب الانحراف المعياري له، فإننا

نتبع الخطوات الآتية :

## ١) حساب المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة:

(A)	(y)	(٢)	(0)	(i)	(٣)	(٢)	(1)
كح/	كح	ے	ك×ح/	ح	ك	مركز	ف
		,				الفئات	
14	71.	**	٦.	¢	۱۲	77	71
T E A	178	17	44	Ĺ	٨	٦٢	٦.
1897	1.4	14	44	٣	٩	٥٨	70
۸۲۷	47	٨	T 2	۲	17	0 £	٥٢
772	רס	1	١٤	1	11	8 •	£A
				عبقو	17	٤٦	£i
44.	۸۰	£	۲۰	۱	۲٠	£Y	
۸۹٦	117-	۸	۲۸	۲_	12	٣٨	٣٦.
417.	14	14-	٤٥	٣	10	۳ <u>.</u> ٤	, <b>۳</b> ۲
1.97	707-	<b>37</b>	` 7£	ž	17	۳۰	47
71.77	744-		107-		مجد ١٢٦		
	777	,	. 104				
	صفر		صفر	1			

 $17 = 1 \times \frac{\text{صفر}}{177} + 17 = 11$  المتوسط الحسابي

٢) ايجاد انحراف مركز كل فئة عن المتوسط الحسابي دون اهمال
 للاشارات السالبة (العمود السادس) انظر ص.

٣) ايجاد حاصل ضرب كل انحراف في تكرار الفئة أي ك × ح (وهذا نجده في العمود السابع).

٤) ضرب حاصل ضرب السابق (العمود السابع أي ك ح) في الانحراف العمود السادس أي ح) مرة ثانية.

٥) ايجاد مجموع حاصل ضرب العمود السادس أي (ح) في العمود السابع أي (ك ح) ووضعها في عمود شامن يسمى (ك ح) وهمو هما يساوي ٧٤٧٢.

٦) نقسم المجموع الذي حصلنا عليه في الخطوة السابقة (العمود الثامن)
 على مجموع التكرارات (١٣٦١) ثم نوجد الجذر التربيعي لخارج القسمة هذه
 والناتج لهذا يكون هو الانحراف المعياري، ويوضع في هذه الصورة التالية:

ولنعطي مثالا آخر، وليكن المثال الخاص بالطلاب البالغ عددهم ١٠٠ طالب والذي أجري عليهم امتحان في اللغة العربية (انظر ص )، وكان المتوسط الحسابي في هذا المثال يساوي ٤٢,٣ اي ان المتوسط الحسابي عدد كسري، كما ان الانحرافات كانت ايضا اعداد كسرية، فعملية الحصول على الانحراف المعياري بالطريقة التي اتبعت في المثال السابق سوف تكون معقدة جدا، ذلك لما نحتاجه من عمليات ضرب وتربيع الاعداد الكسرية، لذلك سوف نحاول الحصول على الانحراف المعياري بطريقة مختصرة طبقا للقانون عالى التحديد المحديدة عنصرة عليات فرب وتربيع الاعداد الكسرية، لذلك سوف نحاول الحصول على الانحراف المعياري بطريقة مختصرة طبقا للقانون التحديد الكسرية، المتحديدة الكسرية، المتحديدة الكسرية، المتحديدة الكسرية، المتحديدة الكسرية، المتحديدة المتحديدة المتحديدة الكسرية، المتحديدة المتح

الانحراف × ك ح	التكوار × الانحواف	الانحراف.	التكوار	الفئات
الانحراف × ك ح ك ح ٢	كح	_ع	ك	ن
٤٨	١٢	į	٣	٦٠
44	٣٤	٣	٨	٥٥
. 04	. 44	۲	۱۳	٥٠
10	10	١	10	20
صفو	صفر	صفر	**	٤.٠
17	۱٦	١	17	70
٥١	۲٦	۲	۱۳	۳٠
۸۱	YY _	٣-	٩	40
٤٨	١٣	٤	۲	7.
TAE .	VY.	ļ		,
•	^) - £ -			

نبدأ الخطوة الاولى في الحصول على المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة . والخطوة الثانية تتمثل في ضرب التكرار ك في الإنحراف (ح) اي (ك × ح) (العمود الثالث)

والخطوة الثالثة تتمثل في ضرب الانحراف (ح) الفرضي في ك ح ويكون الناتج (ك ح/ ً) (العمود الرابع)

$$\begin{aligned} \text{Itigated} &= 0 \times \frac{1}{1 \cdot \cdot \cdot} \times 0 = 7.72 \\ \text{Itigated} &= 0 \times \frac{1}{1 \cdot \cdot \cdot} \times 0 \\ \text{Itigated} &= 0 \times \frac{1}{1 \cdot \cdot \cdot} \times \frac{$$

الانحراف المعياري = 0  $\times \frac{7.727}{0.000}$  الانحراف المعياري = 0  $\times \frac{1.97}{0.000}$  الانحراف المعياري = 0  $\times \frac{1.97}{0.000}$ 

ويمكن استخدام هذه الطريقة ابصا في مثال ورن الـ (٤٠) طالب والفئاب والتكرارات كانت على النحو التالي \_

التكوار	الفئات
١	140
\	۱۷۰
۲	١٦٥
٣	17.
٣	100
0	10.
٨	120
7	12.
٦	170
١	۱۳۰
٣	۱۲۵
۳ صفر	۱۲۰
,	110
عـ ك = ٠ ٤	

والخطوة الأولى تتمثل في ايجاد المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة وكان بساوي ١٤٧,٥ (انظر صفحة ٦٥)

والخطوة الثانية هي ايجاد مربعبات الانحراف ات الفرضية ذلك بضرب الانحراف الفرضي (حَ) في (كحَ) وعلى ذلك يتكون الجدول الآتي: \_

*/セ×ゼ	ك ح/	ح/	ك	ن
٣٦	, 1	, 1	١,	. 170
40	٥	. , 0 ;	١.	۱۷۰
44		£	۲	170
77	4	۳	٣	17-
17	3	Ť	٣.	100
	٥	•	. 6	100
مفر	مفر	صفر	, Y	110
14	· 1	١	**	16.
	· ٧٤	٠, ۲	٦.	140
4	٣- ٠	. <b>∀</b> =	. <b>1</b>	
٤٨	11.	1	۳.,	110
صفر	صفر	0	صفر	14.
. 44	٦	ή_	,	110
	<b>74</b>	٠.	· · ·	جد ك = 10
	<b>44</b> +		, '	
	صفر			

$$\sqrt{\frac{2}{2}}$$
 والجذر التربيعي طبقا للمعادلة = ف =  $\sqrt{\frac{2}{2}}$  ن ن ن  $\sqrt{\frac{2}{2}}$   $\sqrt{\frac{2}{2}}$ 

$$3 = 0 \sqrt{0.7 - 0.00} = 0 \sqrt{0.7} = 0$$

$$3 = 0 \times 0.000 = 0.000 \times 0.000 = 0.000$$

عرضنا فيا سبق لكيفية الحصول على المتوسط الحسابي من القيم المتقطعة Discrete Values وقلنا انه في حالة محاولتنا الحصول على المتوسط من جدول تكراري لقيم متقطعة، فإن الفرق الوحيد بين الجدول التكراري للقيم المتقطعة والجدول التكراري للقيم المتصلة ان هذا الأخير نستخدم فيه مراكز الفئة، بينا الأول لا تستخدم فيه مراكز للفئة، انما تستخدم القيم المعطاة نفسها، ويكون الختيارنا للقيمة خاضع للمبادىء التي على اساسها نختار مركز الفئة الصفرية (انظر صفحتي ٢٥، ٢٥).

واذا اخذنا المثال السابق لتوزيع عدد الابناء في (١٠٠) عائلة (صفحة ٢٦)، فإن المتوسط الحسابي لعدد افراد هذه العائلات كان (٤,٣٩) وإذا حاولنا أن نحصل على الانحراف المعياري لقياس تشتت هذه الاعداد، فإننا نضيف الخطوات السابقة التي حصلنا منها على المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة الا خطوة واحدة وهي ضرب (كح/) في (ح/) ذاك للحصول على مربعات الانحراف الفرضية (كح/) وهذه الخطوة تظهر في العمود الخامس للجدول التالي:

	(0)	<b>(£)</b>	(٣)	(٢)	(1)
	الاغواف الفرضي	التكرار ×	الانحراف	عدد	عدد الابناء في
	(التكرار ×	الانحراف	الفرضي	العائلات	المائلة
:	الاغواف)		,	·	
	ك ×ح/ ً	ك × ح/	ځ	丝	ف
	<b>£</b> A	17-	٤	٣	صفر
	٦٣ -	Y1	٣	Ý	١
	ii	**-	۲ ــ''	> 11	*
	16	۱۱	Ą=	1 £	٣
	مقر	صفر	صفر	*•	£
	17	17	•	17	Ö
	£Á	71	۲	11	٦
	77	. **	٣	΄ γ	· V
	۸۰	*•	£	٥	٨
	, Y0	, 1,0	٥	٣	4
**	٧٢	17	٦	۲	١٠
	٥٢٣	ا مجدح + ۱۰۸	(1)	مجـ ك ==	
	,	79			
ı	•				
Ł	I	<u></u>	1		j

$$\frac{1}{\sqrt{10-0.77}} = \frac{1}{\sqrt{10-0.77}} = \frac{1}{\sqrt{10-0$$

#### مقارنة بين مقاييس التشتت

لقد تبين لنا ان المدى المطلق في المجموعات الكبيرة يمكن أن يكون د فائدة، وان كانت فائدة محددة، وهو من ناحية اخرى اقل مقاييس التشتت ثباتا ودقة، لذلك فهو قليل الاستعمال لتأثره بالقيم المتطرفة الشاذة التي لا تمثل المجموعة التي ينتمي اليها.

كما تبين ايضا ان نصف المدى الربيعي، وان كان اكثر دقة من المدى المطلق لتعرضه للجزء الاوسط من المجموعة، والذي يكون أهمها واكثرها انتظاما، الا انه رغم هذا، فهو ايضا يتعرض لقيمتين هما الربيع الاعلى، والربيع الاذنى فقط.

ولكن الانحراف المتوسط والانحراف المعياري يتلافيا ما في المدى المطلق، ونصف المدى الربيعي من عبوب، ذلك انها يدخلان في حسابها جميع قيم المجموعة...

ولكن متى نستخدم المدى المطلق...

أ - اذا أردنا معرفة مدى اتساع التوزيع للقيم المعطاة لنا .

ب \_ اذا تأكد لنا عدم وجود قيم شديدة التطرف.

ومتى يمكن لنا أستخدام نصف المدى الربيعي . .

أ ـ عندما نحتاج لمقياس تقريبي للتشتت في اقصر وقت.

ب عندما تأكدنا من وجود قيم شديدة التطرف اذا ما قورنت بالقيم الأخرى .

ج - أذا أردنا الحصول على مقياس للتشتت في جدول تكراري مفتوح.

د \_ اذا اردنا معرفة مستوى تركيز القيم حول الوسيط.

## متى نستخدم الانحراف المتوسط والانحراف المعياري؟

كما سبق ان قلنا، فإن كل من الانحراف المتوسط والانحراف المعياري بستخدمان كل القيم المعطاة لنا، الا ان الانحراف المعياري اكثر استخداما من الانحراف المتوسط، ذلك انه يستخدم في طرق احصائية متعددة.

- ونحن نستخدم هذين المقياسين: ــ
- ۱ عندما نريد الحصول على معامل للتشتت يتميز بقدر وآخر من الثبات والدقة ويفضل هنا الانحراف المعياري عن الانحراف المتوسط.
- ٢ ـ اذا ما اردنا اعطاء اوزان لجميع الانحرافات تبعا لقربها او بعدها عن
   المتوسط الحسابي .
- ٣ اذا كنا نريد الحصول على معاملات ارتباط او مقاييس للدلالة، فإن
   المعامل الذي يفضل استخدامه في هذه الحالة هو الانحراف المعياري.

وينبغي ان نشير هنا الى ان هذه المقاييس المختلفة لا تؤدي الى نتيجة عددية واحدة، ذلك ان كل منهم ينظر الى التشتت من جانب معين، فالمدى المطلق ونصف المدى الربيعي ينظران الى اتساع التوزيع، بينا الانحراف المتوسط والانحراف المعياري ينظران الى مدى التشتت او تجمع القيم حول المتوسط.

# تمارين عامة

تمرين (١) يصور التوزيع التكراري التالي اجور ١٠٠ عاملة بأحد المصانع والمطلوب حساب المتوسط الحسابي لهذه الاجور وايجاد الوسيط لها أيضا:

التكوار	الفئة
۴	*1
A.	40
A.	*4
١٢	**
10	77
10	٤١
14	10
11	1.4
4	70
o	٥٧
۲	71 %

### **قرين (۲)**

اجرى امتحان لمجموعتين من الطلبة والطالبات مجموع كل منهما ٣٠ فردا والجدولين التاليين يبينان التوزيع التكراري لامتحانها في مادتي الكيمياء والطبيعة.

أ .. الطلبة:

الثكرارات	الفئات
Y	45.
٣	. <b>0 •</b>
4	٦.
11	V•
o '	۸٠
عِـ ك ٣٠	,

### ب \_ الطالبات:

التكوارات	، الفئات
Y	٤ +
0	٥٠
٦	7.
1.	٧٠
٦ .	۸٠
عـ ٰك ٣٠	

المطلوب

١ \_ حساب المدى المطلق

۲ نصف المدى الربيعي .
 ٣ ـ بيان إيهما ، اكثر تشتتا واي هذين المقياسين اصلح .
 تمرين (٣) .

التكرارات	الفئات	
۸	10	<del></del>
14	. * * *	
۲۳ ۰ ۱	* YO .	
4.4	٣٠	
77	*0	:
۲.	£ •	
١٨	٤٥	:
١٣	٥٠	:
٣	٥٥	,

هذا التوزيع انما هو توزيع دخل ١٥٠ اسرة عراقية والمطلوب

(١) حساب الانحراف المتوسط لتباين تشتت هذه الدخول.

(٢) واستخراج نصف المدى الربيعي وتبيان اي المقياسين ادق ولماذا.

#### تمرين (٤)

الجدول التكراري التالي يوضح درجات مجموعة من تلاميذ احدى المدارس الابتدائية عددهم ٢٠ تلميدا وتلميدة من مادة الرسم والمطلوب حساب الانحراف المتوسط والانحراف المعياري لهذه الدرجات لقياس مدى تشتتها ، مع الاشارة الى اي المقياسين تفضل، ولماذا ؟

التكوار	الفئات
1 1"	٣.
٩	40
4	۲.
٩	10
10	١٠
٥	٥

## القصل الرابع

## العينات Samples

ولكن هل يمكن لنا قياس الظاهر أو السمة أو القدرة التى نريد قياسها عند كل افراد المجتمع . كالجتمع المصري مثلا اي هل يمكن لنا معرفة المقاييس الفعلية لجمهور المجتمع كله؟ أي المقاييس البارامترية ؟ Paramemteric

انه يصعب علينا هذا بطبيعة الحال، لذلك نلجاً كما يلجاً غيرنا من الباحثين الى دراستها في عينات ممثلة representative.. واختيار الغينة أختيارا سليا يجعل النتائج التي نتوصل اليها لا تقل دقة عن تلك التي تسفر عنها طريقة الحصر الشامل.

## وهناك شروط معينة لاختيار العينة:

- ١ المجتمع الذي سوف نختار منه عينتنا: هل هو عينة من الطلاب الجامعيين أو طلاب المدارس. أو الحرفيين. أو عال المصانع أو عال مصنع معين. من الذكور. أو من الاناث. أو منها معا . وان كانت عينتنا من الاناث. فالاناث العاملات . أو غير العاملات من المتعلمات . أو من غير العاملات . ان الشرط الوحيد هنا هو صدق تمثيل العينة المختارة للمجتمع الأصلي Population .
- ٢ حجم العينة . والعينة الكبيرة عند الاحصائيين هي التي تتكون من ٣٠
   فردا أو يزيد . .

الفوص المتساوية لوحدات المجتمع الأصلي . . على الباحث أن يتحقق من أنه
 قد أعطى وحدات المجتمع التي تخبر منه عينت فسرصا متساوية Equal
 في الاختيار .

## أنواع العينات:

ولاختبار العينة فان هناك طرقا معروفة لهذا الاختيار:

### العينة العشوائية Random sample

هي عينة مختارة بدون ترتيب أو نظام مقصود فكل أفراد المجتمع الذي اخترنا منه كان لهم فرص متساوية في الاختيار ولم يكن هناك تحيز عند الاختيار، فالعينة العشوائية هي عينة غير متحيزة Unbiassed. فلنفرض أننا نريد اختيار (٦٠) طائباً من طلاب السنة الأولى بكلية الهندسة لدراسة بعض من السمات الشخصية فلكي نختار اختياراً عشوائياً غير متحيز هو أن نلجاً لكشوف أسماء الطلاب المرقمة ونأخذ الطلاب رقم: ٢، ١٢، ١٢، ٢٢، ٢١، كنور من في خصل على مجموع الأفراد الذين نريدهم. وقد نلجأ في الاختيار لكشوف الدرجات العشوائية ونتخبر على أساسها.

#### العينة المقيدة Controlled sample

قد نقوم ببحث علمي نتطلب في عينته سات أو خصائص معينة. وقد يكون هذا البحث عن الطلبة الموهوبين، وتكون شروط الموهبة الأولية عندك الحصول على 10٪ فأكثر في امتحان الثانوية العامة فللطلوب منك اولا حصر عدد الأفراد الذين يتوافر فيهم هذا الشرط بين مجوع طلاب الثانوية العامة وسيتبين لك ان عددهم قليل لدرجة أن عينتك سوف تستنفذهم كلهم . عندئذ لا تكون مشكلتك مشكلة اختيار عينة من بين أفراد مجتمع الطلاب بل عي حصولك على عدد كاف من هؤلاء الطلاب تبعا للشروط الموضوعية ، أما

اذا كان عدد هؤلاء المستوفين للشرط كثيرين ذلك أنك قد حصرتهم فانك سوف تحاول وضع شرط أو شروط جديدة حتى تحد من عددهم هنا يتبين لنا أن هذه العينة المقيدة تتطلب أولا حصر الأفراد المستوفين للشروط في المجتمع الاصلي ثم اختيار العينة المطلوبة من بين هؤلاء الأفراد ويكون هذا هو الشرط الثاني..

#### المينة الطبقية: Stratified sample

العينة الطبقية تجمع بين العينتين السابقنين ذلك انها مقيدة بصفات المجتمع الأصلي وهي عشوائية في حدود هذه الصفات . . وهدفه العينة تستلزم من الباحث الذي يتخبر عينته في ضوءها أن يجلل المجتمع الأصلي أولا، ثم يختار عشوائيا في ضوء صفات هذا المجتمع . . وقد يكون المجتمع موضع الدراسة على سبيل المثال مجتمع طبقي . فعلى الباحث أن يختار أفراد عينته من الطبقات كلها وأن يكون أفراد هذه العينة من ناحية أخرى مختارين عشوائيا وبنسب واحدة من الطبقات المختلفة .

#### الدرجة المعيارية: Standard score

لمقارنة درجة فرد بغيره من الأفراد ولمعرفة معنى الدرجة الحاصل عليها أو لمقارنة درجات فرد في امتحانات مختلفة أو اختبارات تقيس أشياء مختلفة . فانه يمكن تحويل الدرجة الخام Raw score الحاصل عليها الى درجة معيارية Standard score وذلك عن طريق ايجاد المتوسط الحسابي لدرجات المجموعة في هذا الاختبار أو الامتحان أو غيره ، كذلك ايجاد الانحراف المعياري لها ثم ايجاد الفرق بين الدرجة الخام للفرد وبين المتوسط الحسابي وقسمة هذا الفرق على قيمة الانحراف المعياري وبذلك نحصل على الدرجة المعياري وبذلك أعصل على الدرجة المعياري وبذلك نحصل على الدرجة المعيارية .

فاذا رمزنا للدرجة الخام Raw score بالرمز (س)

ورمزنا للمتوسط الحسابي Arithmetic Mean بالرمز (م) ورمزنا للانحراف المعياري Standard Deviation بالرمز (ع)

· فاننا نستطيع الحصول على الدرجة المعيارية عن طريق المعادلة الآتية:

الدرجة المعيارية (ص) 
$$=\frac{m-q}{3}$$

فالدرجة المعيارية اذ تعبر عن الفرق بين الدرجة الخام للفرد ومتوسط درجة الجهاعة التي ينتمي اليها في ضوء الانحراف المعياري وعلى هذا فالدرجة المعيارية تعتمد في حسابها على المتوسط الحسابي والانحراف المعياري وهي تضع في الاعتبار تشتت الدرجات ذلك أن هذا التشتت يؤثر في مركز الدرجة من متغير لآخر ومن اختبار لآخر (اختبار تحصيل دراسي، استعداد، ميول مهنية أو وزن، سن. الخ) وكما نعرف فان الانحراف المعياري انما هو مقياس للتشتت ومركز الفرد يختلف من اختبار لآخر حتى وان تساوى انحراف الدرجة ذلك بسبب اختلاف التشتت.

وانحراف الدرجات عن المتوسط يوضح مستوياتها المختلفة فاذا كان الانحراف عن المتوسط أما اذا كان الانحراف عن المتوسط أما اذا كان الانحراف عن المتوسط سالبا، فهذا يعني نقصان الدرجة عن المتوسط.

فالانحراف يساوي الدرجة الحاصل عليها الفرد مطروحا منها المتوسط، فاذا كان هناك على سبيل المثال طالب قد حصل على ٢٦ درجة ، في امتحان الحساب وكان متوسط درجات هذا الامتحان تساوي ١٨ درجة ، فان هذه الدرجة تنحرف عن المتوسط انحرافا موجبا مقداره (٤ درجات) ذلك أن الانحراف هنا يساوي (٢٢ ـ ١٨ == ٤) كذلك فإن الطالب الحاصل

على ١٥ درجة ، تنحرف درجته عن المتوسط انحرافا سلبيا بمقدار ، ٣٠٠ على الأنحراف هنا يساوي (١٥ – ١٨ = ٣٠).

ولكن هل يمكننا الانحراف من أن يأتي حكمنا بواسطته صحيحاً ؟ قبل أن نجيب على هذا السؤال نعطى المثال التالي:

لقد طبقت أربعة اختبارات على مجموعة من الطلاب، وكان نتيجة واحد منهم كيا يعرضها الجدول التالي:

الانحراف عن المتوسط	الدرجة	المتوسط	الاختبار
٤ +	44	٠ ١٨	القدرة الحسابية
٤ +	7 2	۲٠	القدرة اللغوية
٣	17	10	القدرة الموسيقية
٣	٧	1.	القدرة الميكانيكية

نلاحظ على الجدول أن انحراف درجات الطالب في اختباري القدرة الحسابية والقدرة اللغوية متساوية وأن انحراف درجاته في اختباري القدرة الموسيقية والقدرة الميكانيكية متساوية كذلك فهل تفوقه في القدرة الحسابية مساوى لتفوقه في القدرة اللغوية ؟ وأن ضعفه في القدرة الموسيقية بساوي ضعفه في القدرة الميكانيكية؟ ان قيمة الانحرافات توكد صحة هذا الاستنتاج.

والحقيقة أن درجات الأفراد قد تنتشر بعيدا جدا عن المتوسط بحيث يصبح الانحراف الموجه المساوي (٤ درجات) قريبا جدا بالنسبة للسوزيع مسن المتوسط وهذا لا يؤدي الى حكمنا حكما صحيحا على مستوى الطالب. كذلك

فان الانحراف السالب ( - ٣) قد يصبح قريبا من ذلك المتوسط بالنسبة للتوزيع وقد يضيق انتشار الدرجات ويقل تشتتها بحيث يصبح الانحراف الموجب المساوي ( 1 درجات) بعيدا عن المتوسط بالنسبة للتوزيع وهذا يحدد لمثل ذلك التشتت مستوا عاليا من مستويات ذلك الاختبار . والأمر سوف يتضح لو تبينت القيم المختلفة لتشتت Dispersion درجات الاختبارات الاربعة السابقة ونسبة مستوى هذا النفوق أو هذا الضعف لهذه الاختبارات ذلك أننا سوف ننزع على الغور لتخطئة حكمنا السابق.

فاذا كان الانحراف المعياري للاختبار الأول بساوي (٥) والانحراف المعياري للاختبار الثالث المعياري للاختبار الثالث يساوي (٣) والانحراف المعياري للاختبار الرابع يساوي (٤) فانه نسبة انحراف درجة الطالب في الاختبار الأول الى الانحراف المعياري لهذا الاختبار يساوي ( $\frac{3}{4} = 0.00$ ) وهذا الناتج بعبر عسن مستسوى الطسالب في القدرة الحسابية. وان نسبة انحراف درجته في الاختبار الثاني الى الانحراف المعياري الحسابية. وان نسبة انحراف درجته في الاختبار الثاني الى الانحراف المعياري المذا الاختبار يساوي ( $\frac{3}{4} = 0.00$ ) وهذا الناتج يعبر عن مستوى الطالب في القدرة اللغوية. وهذا يعني أن مستواه في القدرة الحسابية أعلى منها في القدرة اللغوية.

كذلك فان نسبة درجته في الاختبار الثالث الى الانحراف المعياري لهذا الاختبار تساوي ( $\frac{m}{m} = -1$ ) وهذا يعبر عن مستوى هذا الطالب في الاختبار تساوي (أن نسبة درجته في الاختبار الرابع الى الانحراف المعياري تساوي ( $\frac{m}{m} = -10.00$ ) وهذا يعبر عن مستواه في القدرة الميكانيكية.

وهذا يعني أن ضعفه في القدرة الموسيقية أكبر منها في القدرة الميكانيكية . من هذا نستطيع أن نقول أن حكمنا هنا في ضوء الانحراف المعياري هو الحكم الأصوب. كذلك فاننا نشير الى أن الدرجة الناتجة من قسمة الانحراف على الانحراف على الدرجة المعيارية والتي حصلنا عليها طبقا للقانون الذي سبق أن عرضنا له في بداية هذه المحاضرة.

# الخصائص الاحصائية للدرجة المعيارية

- المتوسط الحسابي للدرجة المعيارية لأي توزيع تكراري تساوي (صفر) بصفة دائمة. والانحراف المعياري يساوي (واحد صحيح) لذلك فانه يمكن لنا أن نقارن درجات الاختبارات المختلفة مها كان متوسط درجاتها الخام ومها كانت قيم انحرافاتها المعيارية، ذلك لأن عملية تحويل الدرجسات الخام الى درجات معيارية توحد متوسطات, جميع تلك الاختبارات (أي نقطة الصفر) وتجعل وحدات المقياس متساوية في كل اختبار من هذه الاختبارات ذلك أن كل منها يساوي (واحد صحيح).

- ان الدرجات التي تقل في قيمتها العددية عن المتوسط (كما سبق أن بينا) تنحرف عنه انحرافا سالبا والدرجات التي تزيد في قيمتها العددية عن المتوسط تنحرف عنه انحرافا موجبا.

	•	•	- '		
	$r(\frac{z}{\xi})$	<u>۔</u> 2	'د ِ	ر ک	<i></i>
		3 '	٤٩	٧	۳.
,	• ,		71	. У	. 4
		•	· A1	۹	١
,	.•		13	£	7"
			í	۲	۸
		1	١٦	٤+	12

r( z )	<u>ح</u> -	ح* .	ح	ښ
		£	۲ +	۱۲
		٤٩	v +	۱۷
		۸۱	۹ +	. 19
		71	۸ +	١٨
<u>*</u>	عجـ صفر	جب ٤٢٨	*-	\
\	مفر ۲ == ۲ ۱۰ == صفر	1. E	صفر	

#### المئين Percentile

تبين لنا عند دراسة نصف المدى الربيعي أن للمجموعة ثلاث ربيعات وأربعة أرباع. فنحن اذا عددنا أفراد أية مجموعة مبتدئين بأقلها قيمة حتى نصل الى ربع أفراد هذه المجموعة ،فان النقطة التي نصل اليها بهذه الطريقة ويقع تحتها ( لم ) مجموع أفراد هذه المجموعة أي ٢٥/، هي ما تسمى بالربيع الأدنى Quartile Lower أما اذا عددنا أفراد هذه المجموعة مبتدئين بأكبرها قيمة حتى نصل الى ربع أفراد المجموعة ، كانت النقطة التي نصل اليها بهذه الطريقة ، والتي يقم تحتها لم من مجموع أفراد هذه المجموعة أي ٧٥/ منها هي ما تسمى بالربيع الأعلى Upper Quartile كذلك عرفنا أن الوسيط Median هو الربيع الثاني أي النقطة التي يقع تحتها ٥٠/ من الحالات.

ولكن لو قسمنا المجموعة الى مائة جزء، فان المئين يكون هو النقطة التي

تحدد هذه الأجزاء، ذلك ان المئين هو أحد النقط الـ (١٠٠) التي ينقسم اليها التوزيع الى مائة جزء فهو يحتوي على المبين الأجزاء أو الدرجات أو الأفراد على المئين الـ ٨٠ مثلا لدرجات مجموعة من الطلاب في اختيار للقدرات يعني القيمة التي يفوقها او يتعداها ٢٠/ من الطلاب والتي بقل عنها أو يقع دونها القيمة التي يفوقها او يتعداها ٢٠/ من الطلاب والتي بقل عنها أو يقع دونها مستوى أو (١٠٠) جزء أو (١٠٠) فئة ثم ننسب درجة الفرد الى أحد هذه المستويات أو تلك الأجزاء أو الفئات. فنحن عندما نرتب درجات الأفراد ترتيبا تصاعديا أو تنازليا يمكن تحديد الوضع النسبي للفرد أي وضع الفرد بالنسبة لأقرانه في المجموعة.

ونحن في مجال علم النفس نستخدم المقاييس العقلية، وهذه تكون نتائجها على هيئة مئين، لذلك نلاحظ أن الاختبارات أو المعايير العقلية ملحق بها جدول يبين المئين المقابل للدرجات المختلفة ذلك حتى اذا طبقناها على أي الأفراد وصحح هذا الاختبار فإننا من الجدول يمكن معرفة مركز هذا الفرد بالنسبة لزملائه أو يمكن معرفة رتبته المئينية Percentile Rank أي تحديد الوضع النسي له.

فَاذَا كَانَ لدينا بجموعة مكونة من (٥٠) طالبا وكان لدينا طالب حصل على درجة أفضل من ٤٠ طالبا من هذه المحموعة فمعنى هذا أن هناك ٩ طلاب قد حصلوا على درجات أفضل منه، وهذا يعني أيضا أنه يقع في المئين الدرجة المئينية لهذا الطالب طبقا للمعادلة الآتية:

ومعنى ذلك أنه قد حصل على درجات أعلى من (٨٠٪) من بجموعة الطلاب التي ينتمي اليها، و ٢٠٪ حصلوا على درجات أعلى منه ً. وعلى هذا فالربيع الادنى هو نفسه المئين الد (٢٥) والربيع الاعلى هو نفسه المئين الد (٢٥) والربيع الادنى تقع نفسه المئين الد (٧٥) ذلك أن المئين الخامس والعشرين والربيع الاعلى أن المئين الخامس والسبعين يقع قبله ثلاثة ارباع القيم.

وإذا رَجَعنا للمثال المعطى لنا وهو يمثل درجات مجموعة مكونة من ( ١٦٤) طالب في مادة اللغة الانجليزية:

تكرار متجمع صاعد	ك	ن
. 171	٣	٨٥
171	٥	٨٠
١٥٦	٥	٧٥
101	١٠.	٧٠
121	14	٦٥ فئة الربيع ٦٠
١٢٩ نقطة الربيع الأعلى	10	٦٠ سنا
112	۲.	٥٥ الاعلى
91	۲۷	٥٠
ίν	74	20 فئة الربيع د د
٤٤نقطة الربيع الأدنى	10	
79	١٣	الادنى ٣٥
17	١٢	٣.
1.	£	10
صفر	ا <sup>بم</sup> صفر <u>*</u> صفر	۲.
	م ج ك ١٦٤	

وقد حسب الربيع الأدنى والربيع الاعلى على النحو التالي:

رتبة الربيع الأدنى 
$$= \frac{172}{3} = 13$$
رتبة الربيع الأعلى  $= \frac{172}{3} \times 7 = 177$ 
الربيع الأدنى  $= \cdot 3 + \frac{17}{10} \times 0 = 23$ 
الربيع الأعلى  $= \cdot 3 + \frac{7}{10} \times 0 = 23$ 

فإذا أردنا أن نعرف المئين ( ٢٥ ) فائن رتبته  $= \frac{70}{100} \times \frac{70}{100} = 13$  وهذا يعني أنه سوف يكون في الفئة ( 100 - 100 = 100 وهذا يعني أنه سوف يكون في الفئة (100 - 100) = 100 = 100 (100 - 100) = 100 = 100

وإذا رغبنا معرفة المئين الـ (٥٥) فإن رتبته  $= \frac{٧٥}{1٠٠} \times 17٤ =$   $17٤ ( وهذا يعني أنه سيكون في الفئة ( ٦٠ _ ) وتكون قيمته <math>=$   $17 + \frac{4}{10} \times 0 = 18 \times 0 = 17$ 

أي أن الربيع الأدنى هو المئين الـ (٢٥) والربيع الأعلى هو نفسه المئين الـ (٢٥) كما سبق القول . . .

ولكن كيف يمكن لنا ايجاد الرتبة المئينية لقيمة من قيم المجموعة . . ؟

لقد تعلمنا كيفية الحصول على القيمة التي تقابل مئينا معينا، ولكن كيف يمكن لنا معرفة درجة حصل عليها فرد أن نحدد مركزها وسط المجموعة التي ينتمي إليها هذا الفرد..؟ لنفرض أن هناك طالبا قد حصل على درجة ٥٨ في امتحان اللغة الانجليزية السابق الاشارة إليه فنلاحظ أن الدرجة ٥٨ تقع في الفئة (٥٥ –) وأن هناك (٩٤) فردا درجاتهم أقل من الحد الأدنى للفئة ، كذلك فإن تكرار الفئة (٥٥ –) هو (٢٠) لذلك فإن عدد أفزاد الغئة (٥٥ –) التي تقل درجاتهم عن ٥٨ هو  $\frac{٥٥ - ٥٨}{0} \times ٢ \times \frac{7}{0} \times \frac{7}{0} \times \frac{7}{0} \times \frac{7}{0} \times \frac{7}{0}$ 

أما عدد جميع القيم التي تقبل عن ٥٨ في المجموعية = 17 + 17 المثن المقابل للدرجة  $= 1.1 \cdot 10$  هو  $\frac{1.7}{175} \times 1.0 = 1.0$ 

وعلى هذا فإن خطوات ايجاد الوتبة المثينية التي تقابل احدى القيم في أي المجموعات هي: ..

- ـ عدد الفئة التي يقع فيها والحد الأدنى لهذه الفئة .
- احسب التكرار المتجمع (الصاعد أو النازل) قبل هذه الفئة.
- احسب عدد أفراد الغثة التي تقل عن القيمة نبعاً للمعادلة الآتية:

- "جمع التكرار المتجمع (الصاعد أو النازل) قبل الفئة + عدد قيم الفئة الني تُقُل عن القيمة فينتج عدد جميع قيم المجموعة التي تقل عن القيمة المعطاه.

\_ تحسب الرتبة المئينية المطلوبة بالمعادلة التالية:

مثال (١)

الجدول التكراري التالي يصور درجات بجوعة مكونة من ٢٠٠ طالب في مقياس سوسيومتري لتحديد الأفراد الذين يتمتعون في جماعتهم بسهات القائد وسهات الفرد المنبوذ

التكرار المتجمع الصاعد	التكرار	ً الفئات
۲.	٣.	۲
۸۰	٥٠	٤
17.	٤٠	7
14.	٥.	٨
۲	۴.	١٠
	Y • •	

والمطلوب ايجاد المئين ٦٠، ٦٠ ثم ايجاد الرتبة المئينية .

مثال (۲)

ارجع الى صفحة ٥٦ مذكرة السنة الثانية لا يجاد المئين . ٢ ، ٢٥ ، ٣٠ ، ٢٥ لمثال ورَثُ (٤٠) طالبا

مثال (٣) أعطى لك الجدول التكراري التالي الذي يصور توزيع احدى القدرات الابداعية: ـ

ك	ك
Y	۲.
o	١٨
10	17
18	12
٨	17
Y	\ •

والمطلوب

أولاً: حساب قيمة المثنين الـ (٢٠) والـ (٥٠) والـ (٤٠). ثانياً: حساب الدرجات المعيارية المقابلة للقيم ١٢، ١٣، ١٦، ١٧،

## الفصل الخامس

#### معاملات الارتباط

## Coefficient of correlations

يستخدم معامل الارتباط في علم النفس لأغراض متعددة كثيرة منها الكشف عن مدى التشابه أو الاختلاف بين القدرات وبعضها وبين السمات وبعضها البعض.

على أن الارتباط بين ظاهرتين أو بين متغيرين أو بين سمتين أو قدرتين لا يعني أن أحدها علة للآخر أو سببا له ، بل قد يكونا هما الاثنان علة لمتغير آخر او متغيرات أخرى . فالارتباط لا يعني العلية . فقد ترتبط ظاهرتين أو متغيرين سبباً لأسباب عرضية أو لأسباب لا ترجع لأي من الظاهرتين أو أن أحد المتغيرين سبباً لآخر أو شرط له ، على أنه قد يكون الشرط الوحيد له .

ومعامل الارتباط إنما هو مقياس احصائي يبين مستسوى العلاقة وحجمها ، بين ظاهرتين يتغيران معا . أو هو مقياس يبين التغير الاقتراني بين ظاهرتين . وهو معامل يتراوح بين ± (٠,١): أي أن معامل الارتباط قد يكون موجبا وقد يكون سالبا وقد يكون واحدا صحيحا أو كسر من (١) صحيح .

وعندما يكون معامل الارتباط يساوي (١) صحيح وموجب فهذا يعني أن التغير في أحد الظاهرتين أو المتغيرين يصاحبه تغير في الظاهرة الأخرى أو المتغير الآخر، وان هذا التغير تغير تام أو مطلق فقطعة الثلج ينقص حجمها تجزيادة درجة الحرارة، وهنا يكون الاقتران سلبيا وقضيب الحديد يزداد طوله

بزيادة درجة الحرارة.. وهنا يكون الاقتران ايجابيا. كذلك العلاقة بين قطر الدائرة ومحيطها. وأيضا فانه كلما زاد الضغط قل الحجم والعكس صحبح وهذا يعني أن هناك علاقة طردية موجبة تامة أيضا \_ في حدود معينة \_ . ويكون معامل الارتباط كسر من واحد صحيح وهذا يتأتى عندما يصاحب التغير في أحد المتغيرين تغيرا جزئيا في المتغير الآخر، وأن هذا التغير يحدث غالبا ، كأن يكون هناك معامل ارتباط موجب وجزئي (٨٠,٠،٠،٠،٠،٠) بين التحصيل الدراسي والذكاء . ويكون معامل الارتباط كسر واحد صحيح ولكنه منخفض ذلك أن التغير في أحد المتغيرين يصاحبه تغير في المتغير الآخر أحيانا ، كأن يكون هناك معامل ارتباط يساوي (٠,٣٠) أو (٠,٠٠) بين أحيانا ، كأن يكون هناك معامل ارتباط يساوي (٠,٣٠) أو (٠,٠٠) من التحصيل الدراسي والاستقامة وهذا يعني أن في (٠,٣٠) أو (٢٠,٠) من الحالات يكون المتفوق دراسيا شخص مستقيم في سلوكه وأخلاقه . .

وقد يكون معامل الارتباط يساوي (صفر) وهذا يعني عدم وجود أي علاقة بين التغير الذي يحدث بين متغير ومتغير آخر. كالعلاقة بين حجم الجسم والصلع.

كذلك فمن الممكن أن يكون معامل الارتباط جزئي وسلبي، كأن يكون مصادفة ، كارتفاع أسعار البترول في البلاد العربية صاحبه حدوث زلزال مدمر في اليابان . . كذلك فان هناك طالبا متخلفا دراسيا وليس له أي نشاط اجتاعي هنا ليس لأي منها تأثير على الآخر فالسبب انما يرجع للمرض وهو متغير آخر . .

والعلاقة في مجال العلوم الانسانية بين متغيرين لا تكون مطلقة أبدا أي لا يعبر عنها ب + ١ انما تكون العلاقة دائما كسر من واحد صحيح ذلك أننا في العلوم الانسانية ندرس الانسان وسلوكه والانسان متغير وغير ثابت على

حال كذلك فان هناك متغيرات كثيرة تغير حالته النفسية من حالة الى حالة أخرى . . لذلك تأتي العلاقة جزئية موجبة أو جزئية سالبة . والعلاقات بين المتغيرات قد تكون:

- \_ تامة موجبة.
- \_ تامة سالبة.
- ـ جزئية موجبة.
- ـ جزئية سالبة.
- ـ لا توجد علاقة اطلاقا أي أن معامل الارتباط يساوي (صفر).

ومعاملات الارتباط التي سوف ندرسها: `

- \_ معامل ارتباط الرتب لسبيرمان.
- معامل ارتباط بيرسون من القيم الخام.
- . معامل ارتباط بيرسون عن طريق الانحراف.
- معامل ارتباط بيرسون عن طريق جدول الانتشار.
  - \_ معامل التوافق
    - ـ معامل فاي
  - ـ معامل الارتباط الثنائي.

### معامل ارتباط الرتب

قد نرغب في ترتيب بحوعة أفراد فصل دراسي في سمة القيادة أو « النبذ » ذلك باستخدام مقياس كمي للارتباط بين هاتين السمتين . ولقد وضع سبيرمان قانونا يمكن به تحقيق هذا الهدف وهو على النحو التالي :

$$\left(\frac{1}{3} + \frac{1}{3} + \frac{$$

فلنفرض أن لدينا بجوعة مكونة من عشرة أفراد ونريد أن نحدد سمة «القيادة» وسمة «النبذ» لهذه المجموعة في هاتين السمتين عن طريق تطبيق مقياس سوسيومتري. ولقد طبق المقياس بالفعل وكانت الدرجات التي حصل عليها أفراد هذه العينة على النحو التالي:

مريع	الفرق	رتبه سمة	رتبة سمة	سمة النبذ	سمة	أفراد
<del></del>		النبذ	القيادة		القيادة	العينة
17,4	۳,٥ _	٤,٠	٧,٥	Υ .	٣	١
١,٠	۱,۰ -	٦,٠	٥	٥	٥	۲
۲٠,٣	1,0 _	٧,٥	٣	٤	٧	٣
١,٠	۱,۰	٣,٠	۲	٨	λ	٤
١,٠	۱,۰ -	۲,۰	١	٩	٩	٥
70,0	٥,٠ _	١,٠	٦	١٠	٤	٦
7,4	۲,٥ -	٥,٠	٧,٥	٦	٣	V
7,7	1,0 -	V,0	۹,۵	٤	۲	٨
١,٠	1,	۹,۰	1 . , .	٣	1	٩
۳٦,٠	٦ -	١٠,٠	٤,٠	١	٦	1.
1.7,7	<u> </u>	<u> </u>	<u> </u>	<u></u>	<u> </u>	<u></u>

نلاحظ أن هناك قيمة تكررت في سمة القيادة رقيسة أغرى تكررت في سمة النبذ وهذا يتطلب منا أن نعطي ترتيبا متوسطا لكل من هاتين القيستين. فالقيمة (٣) تكررت مرتين في سمة القيادة وعلى هذا فاننا نعطيها رتبة متوسطة بين (٨,٧) فيصبح الترتيب (٧,٥) وتعطى القيمة التالية لها الرتبة (٩). وهذا نفسه نقوم به بالنسبة المقيمة (٤) التي تكررت مرتين في سمة النبذ.

واذا كانت هناك رتب تكورت ثلاث مرات مثلا فان كل منها تحصل على ترتيب متوسط أيضا.

ولما كان قانون سبيرمان يعني أن:

$$c = \text{ and } d \text{ lift}$$
 $d = \text{ lift}$ 
 $d = \text{ lift}$ 

هناك فردان أ ، ب يقومان بالحكم على فرد آخر في سمة القيادة ونرغب نحن في معرفة ما اذا كان هناك اتفاقا في الحكم بين هذين الفردين على هذه السمة موضع الحكم أم لا . لذلك فقد أعطى لهذين الفردين مقياسا للمكانة السوسيومترية مؤلف من ١٢ موقفا فاذا كان الفرد يتمتع بسمة القيادة حصل على ٣ درجات اما اذا كان لا يتمتع بهذه السمة حصل على درجة واحدة وكانت درجات الفرد في ضوء هذه المواقف كما يلي:

الحكم (ب)	الحكم (أ)	أرقام المواقف
۲.	*	
,	1	. 4
4	. "	۴
\	1	. ٤

الحكم (ب)	الحكم (أ)	أرقام المواقف
٣	١	e
٣	٢	٦
١	١	٧
١	٣	٩
٣	1	
١	٣	١.
١	٣	11
٣	•	1.5

والمطلوب حساب معامل الارتباط بين هذين الحكمين للتأكد من الاتفاق في الحكم من عدمه.

طبق اختبار للتحصيل الدراسي على عينة مكونة من (٣٠) تلميذاً مرتين بهدف المحصول على معامل ثبات لهذا الاختبار باستخدام معامل ارتباط الرتب لسبيرمان . . وكانت الدرجات كما يعرضها الجدول التالي:

التطبيق الثابي	النطبيق الأول	الرقم	التطبيق الثاني	التطبيق الأول	الوقم
٦٧	٦٧	١٦	٦٧	77	١
77	٧٣	۱۷	٦٧	٧٠	۲
٦٧	٦٧	١٨	٦٧	٧٠	٣
٧٠	٦٧	١٩	٦٩	77	٤
٦٧	٦٧	۲.	۸۵	٦٧	۵

التطبيق الثاني	التطبيقُ الأول	الرقم	التطبيق الثاني	التطبيق الأول	الوقم
٦٧	17	۲١	77	٦٧	٦
۱۷	١٩	**	74	٧٢	٧
٧٣	٦٧	44	٤٩	٥٢	۸
٦٧	٦٧	71	٦٧	٦٧	٩
٦٧	٦٧	. 70	٦٨٠	79	١.
٦٧.	٦٧	۲٦	٦٧	٦٧	11
٦٧	'٦٧	. **	٦٧	٦٧	۱۲
. 44	· YA	۲۸	٦٩	71	١٣
٧٦	٧٠	٣٠	17	٦٧	١٤

ثم أعيد تطبيق هذا الاختبار مرة ثالثة على نفس مجموعة التلاميذ والمطلوب حساب معامل الثبات لهذا الاختبار، ذلك باستخراج معامل ارتباط الرتب لسبير مان بين التطبيق الأول والثالث والجدول التالي يبين درجات أفراد هذه المجموعة في التطبيق الثالث:

التطبيق الثالث	رقم	التطبيق الثالث	رقم
7.7	17.	٦٧	١
٧١	١٧	٧٢	۲
٦٧	١٨	٧٢	٣
7.4	11	Y0	. £
7.7	۲٠	09	٥
٦٧	41	٦٧	٦
صغر	**	٧٨	٧
٧٣	۲۳	0 Y	٨
٦٧	7 2	77	٩ -
٦٧	70	٦٧	
٦٧	47	70	11
٦٧	44	٦٨	۱۲
٧٣	۲۸	٧١	14.
٧٢	۲.	٧٢	112
79	٣٠	٦٧	10

لاحظ أحد الباحثين أن الأسر كبيرة العدد يكون عائلها قليل الانتاج في مضار العمل ذلك أن كثرة مشاكله الأسرية تمنعه من التفرغ لعمله والاهتام به ورفع معدلات انتاجه . . فأردنا أن نخضع هذه الملاحظة للتجريب فاخترنا (١٥) أسرة كبيرة العدد وحصرنا معدلات انتاج عائلها في مجال العمل فتجمع لدينا الجدول التالي ، والمطلوب منا حساب معامل الارتباط بطريقة سبيرمان للتأكد من صحة هذه الملاحظة أو عدم صحتها .

معدلات انتاج رب الأسرة	حجم عدد أفرادها	الاسرة
١٨	٥	١
۱٧	<b>Y</b>	۲
. 13	٦ ]	٣
1\$	٨	1
44	٨	٥
YA ·	£	٦
10	٦	Y
۲٠	4	٨
71	1.	9
77	٦	١.
44	1.	11
۳.	٨	14
**	٥	14
<b>Y£</b>	i ,	11
١٨	٨	10

#### معامل ارتباط بیرسون Product-moment Correlation

كلمة moment تفيد انحراف القيم عن المتوسط مرفوعة لاية قوة وتقوم التسمية على أساس أن المقدار الهام فيهذه الطريقة هو حاصل ضرب انحراف من القيمتين المتقابلتين في المتغيرين عن متوسطها.

ولقد لاحظنا ان معامل ارتباط الرتب يقومعلى حساب الرتب لا القيم ذاتها وأن زيادة القيمة أو نقصائها لا يغير من وضعها بالنسبة للمجموعة ، بينا الأمر مختلف في معامل ارتباط بيرسون من القيم ذلك أن هذا المعامل يتأثر بأدنى تغير في قيمة لذلك فائنا نقول أن حساب معامل الارتباط عن طريق استخدام معامل ارتباط بيرسون من القيم يكون أكثر دقة مما لو استخدمنا معامل ارتباط الرتب لسبيرمان .

ونعرض فيا يلي لدرجات مجموعة مكونة من (٥) أفراد في مقياسين أحدها للانطوان الانبسط (من) والاخر للتصابيه (ص) والمطلوب حساب معامل الارتباط بين هذين المتغيرين باستخدام معامل ارتباط بيرسون من القيم الخام مباشرة..

ص ۲	س۲	س × ص	قيم حور	قيم س	الأفراد
14	٩	۲١	٧	٣	1
40	í.	١.	٥	۲	۲
1	19	γ٠	4 •	٧	٣
٣٦.	40	۴٠	٦	٥	£
111	71	47	17	٨	٥
70£	101	444	٤٠	70	ن≔ ه

# والخطوات التي اتبعت تتلخص في:

- \_ الحصول على عجد س، مجد ص وهي القيم الخام نفسها .
- \_ ضرب كل قيمة من قيم المتغير (س) في مقابلها من قيم المتغير (ص) ثم الحصول على مجب س ص.
- \_ تربيع قيم (س)، وكذلك تربيع قيم (ص) ثم الحصول على مج س، ، عجـ ص، .

# معامل ارتباط بيرسون باستخدام المتوسط الحسابي

يقوم حساب معامل ارتباط بيرسون عن طريق المتوسطين الحسابين لكلا المتغيرين المراد معرفة العلاقة بينها بحساب انحراف كل قيمة مَن قيم كل متغير عن متوسطها . . ثم تربيع هذه الانحرافات وضربها في بعضها بعد ذلك .

أي أننا نقوم بجمع قيم المتغير (س) ثم قسمة الناتج على بجموع أفراد العينة (ن) وبذلك نحصل على متوسط قيم هذا المتغير.

ـ ثم نجمع قبم المتغير (ص) ونقسمه على (ن) أي على مجموع أفراد العينة ونحصل من هذا على متوسط قيم المتغير (ص).

\_ نحسب انحراف كل قيمة من قيم المتغير (س) عن متوسطها ، ذلك بطرح كل قيمة من قيم هذا المتعير من هذا المتوسط ونوضح ناتج هذه العملية في عمود (حَ س).

\_ كذلك نحسب انحراف كل قيمة من قيم المتغير (ص) عن متوسطها ذلك بطرح كل قيمة من قيم هذا المتغير من هذا المتوسط ونوضح ناتج هذه العملية في عمود (ح ص).

\_ نربع كل انحواف موجود في العمود ح س كذلك العمود (ح ص) فنحصل على العمود ح س والعمود ح ص فيكون لدينا مجدح س ، ع ص فيكون لدينا مجدح س ، ع ص .

\_ وأخيرا نضرب الانحراف ح س في الانحراف ح ص لنحصل على العمود حَ س حَ ص . ثم تقوم بجمع قيم هذا العمود لنحصل على مج حَ س حَ ص .

أجرى باحث دراسة على مجموعة مكونة من (١٠) أفراد لمعرفة العلاقة بين مستوى قدرتهم على التحصيل (س) وذكائهم (ص) وكانت درجاتهم في هذين المتغيرين على النحو التالي:

		·								<del></del>		····
014,40	01,	V1,70	144,40	۰۰۸,۲۵	1-5,70	44,40	1,40	01,10	٠٢,٧٥	77,70	A1, TO	3,00 × 2,00
	ج- ۱۰٫۵۰ ج	417.70	T£7,70	4,40	44,40	144,40	27,70	14,40	., 40	174,40	144,40	7
25×2.0.	÷ + 1.0	*>,0	14,0	1,0	<b>&gt;</b> ,0	11,0	. 0.	-1 0	•	41,0	1,6	201
-	;; <b>,</b>	7,70	07,70	4.40	107,70	1,70	1,70	46.40	07,70	Y, Y0	01,70	54
17,0	TT,0+4		<b>5</b> ,0	0,0	14,0	7,0	7,0	10,0	۲, <sub>0</sub>	-,0	<b>₹</b>	20
ا ان الله	440	,	<b>-₹</b>	t.	- <u>1</u>	•	r* 0	**	<b>*</b>	الد •	•	E
₹ ;;	١٧٥	5		4	•	6	<b>-</b> †	11	*		~	ç
ينو			هر	>	<-	B <sub>r</sub> ,	0	ţħ	7	<b>-</b> ₹	<u>.</u>	C.

ويكون قانون الحصول على معامل ارتباط بيرسون باسنخدام المنوسط الحسابي على النحو التالي:

أي يكون معامل الأرتباط في هذه المسألة: ر = \_\_\_\_\_\_

# معامل ارتباط بيرسون باستخدام المتوسط الفرضي

ولكن يلاحظ في الطريقة السابقة (طريقة استخدام المتسوسط الحسابي الحقيقي) ان السهولة التي تتميز بها هذه الطريقة قد اضاعتها القيم غير الصحيحة للمتوسطات الحسابيان لذلك نحاول في طريقة آستخدام المتوسط الفرضي ان نتغلب على هذه المشكلة ففي المثال السابق كان المتوسط الحسابي الحقيقي للمتغير (س) (١٧,٥) فلكي نقضي على الكسر نختار الوسلط الفرضي (١٨) للمتغير (س) ولما كان المتوسط الحقيقي للمتغير (ص) الفرضي (٣٨) فاننا نختار الوسلط الفرضي (٣٩) للمتغير (ص). ونتبع نفس الخطوات السابقة بعد ذلك ثم نستخدم المعادلة التالية الحصول على معامل ارتباط بيرسون باستخدام المتوسط الفرضي.

ونعرض فيها يلي لجدول العمليات الحسابية للمثال السابق في ضوء المتوسط الفرضي ونلاحظ خلو القيم من الكسور .

ح س × ح ص	ح ص '	خ ص	حَ س	حَ س	ص	س	ن
٧٧	171	11	. 44	Y	٥٠	40	١
71	211	71	1	1	٦.	14	۲
	••1	١ ،	.72	٨	44	1.	٣
10	4	٣	770	10	٤٢	77	í
17	۳٦	٦	٠٠٤	۲	10	۲٠	٥
44	171	11	9	٣	٥٠	10	٦
117	۸۱	4	174	١٣	٣٠	٥	٧
•••	١ ١	١	.40	٥	٤٠	74	٨
107	431	19	•71	٨	۲٠	١.	٩
	AEI	44	4	٣	1.	10	1.
YOQ	7.14	0 T +	719	70	440	140	ن ==
<b>**</b>		6 A —		۳۰ +	*4	۱۸	r
071 +		0 A —		0			

# معامل ارتباط بيرسون من جدول مزدوج

الجدول المزدوج احيانا ما يطلق عليه جدول الانتشار .. وجدول الانتشار الجدول المزدوج هو عبارة عن جدولين تكرارين وضعا معا ليمثلا درجات متغيرين من المتغيرات المراد معرفة طبيعة العلاقة بينها . على ان في الجدول المزدوج توضح علامة واحدة تعبر عن قيمتين بالنسبة للمتغيرين الاول والثاني . بينا في الجدول التكراري نضع علامة واحدة تعبر عن قيمة واحدة من قيم هذا الجدول ..

على اننا نستخدم طريقة التكرار المزدوج لفشات الدرجات في حساب معامل الارتباط الا اذا كان عدد الافراد يزيد على (٤٠) فردا . وعندما يقل عدد الافراد عن هذا الحد فان القيمة العددية لهذا المعامل تتأثر الى الحد الذي يبعدها عن القيمة الحقيقية للارتباط . .

ونعرض للمثال السابق (صفحة) الخاص بالانطواء / الانبساط (س) والعصابية (ص) ونحاول تكوين الجدول المزدوج له والدرجات كانت بـ

ص	س	ن
٧	٣	
٥	۲ ا	۲
١٠	٧	٣
	٥	<u>.</u>
٦	٥	Ĺ
14		٥
į.	70	

## جدول ارتباط Correlation table

مج	- 17	- A	- £	س/ص
۲			11	_ ٢
۲		٩	١	_ 0
1	١ ،			- A
٥	<del>                                     </del>	1	۴	75.4

يدل انتشار العلامات وهي تسير في الاتجاه أ ـ د على ان هناك علاقة موجبة

3

يدل جدول الارتباط السابق على العلاقة بين (س، ص) وقد تم تكوين

- هذا الجدول على النحو التالي بــ
- ١ \_ جعلنا فئات المتغير س في المربعات الرأسية.
- ٢ \_ وجعلنا فئات المتغير ص في المربعات الافقية .
- ٣ \_ فئات المتغيرين س، ص بطريقة الجدول التكراري.
- عافعلى سبيل درجات المتغيرين بتفريع كل درجتين متقابلتين معافعلى سبيل المثال تم تفريع القيمتين الخاصتين بالفرد (١) وهما ٢،٧ معا. فالقيمة ٣ فرغت في الفئة (٤ \_ ) ذلك في المؤت في الفئة (٤ \_ ) ذلك في المربع الذي يجمع بينهما...
  - وقد تم ذلك بالنسبة لكل القيم الخاصة بالمتغيرين (س، ص)

#### مثال

الدرجات التالية هي درجات عينة مكونة من ( ٨ ) افراد في متغيرين ( س ، ص ) والمطلوّب حساب معامل الارتباط من جدول ارتباط مزدوج ذلك بتوضهيح شكل هذا الارتباط . .

. جدول ارتباط مزدوج

مج	- 07	- ٤٢	- 77	- 17	س/ص
٤	4	11	1		_ 4
Y			177	1	- 14
مفر					- 77
۲			·	11	- 77
۸	<del>                                     </del>	۲	<b>                                     </b>	+ +	مج

لقد م تكوين جدول الارتباط المزدوج هذا بالطريقة السابقة في المثال السابق وتدل العلاقة هنا على انها سليمة ذلك ان الانتشار يسير في الاتجاء (جـ ـ ب).

أمثلة منال ( 1 )

طبق اختبار سوسيومتري على مجموعة من الطلاب عددهم (٣٨) طالباً وطالبة وكانت درجاتهم في الأبعاد الثلاثة للمقياس السوسيومتري كما يلي:

*	·			# 1
	الثبذ	القيادة	القبول	رقم الطالب
	٣	12	74	١
	11	١	1	\ Y
	14	ν.	Y -	٣
İ	صفو	۲	٣	£
1	1	صفر	صفر	٥
ł	٣	صفر ٥٠	صفر	1 1
l	. 6	. 0 •	11	٧
I	* *	1	٣	<b> </b>
J	صفر	صقو	صفر	4
l	١	صفر	٥	١.,
	17	. 1	۲	11
I	٣	*	ð	14
	٦	٣	٣	1 14
	٣	Ĺ	1.33	1 1 2
	٣	صفر	٦	10
	۱۳	٥	i	17
	مفر	صفر	مفر	. 14
	صفر	مفر	صفر صفر	14
	0 4	١ ١	صفر	19
		۲	٣	a. Y.
	مفر	١	٣	1, 11
	10	صفر	£	**
	£	۲	٥	**

النبذ	القبادة	القبول	رقم الطالب
صفر	صفر	صفر	۲£
١٢	٣	۱۳	40
۲	١	۰, ۴	*1
۲	۲	۵	**
¥	. 44	10	. 47
۲	Ĺ	11	74
صفر صفر صفر	صفر	١	۳.
صفر	٨	17	71
صفر	١	٤	77
١	١	٣	. 44
٥	صفو	4	. 71
44	*	۱۰	۳٥
٥	Ĺ	Y	4.1
10	۲	۲ .	7.4
10	۲	۲	77
٥	صفو	۲	**

## المطلوب أولاء

حساب معاملات الارتباط بين القبول والقيادة وبين القبول والنبذ وبين القيادة والنبذ، ذلك باستخدام طريقة بيرسون من القيم الخام المباشرة.

### ئانيا :

حساب مغاملات الارتباط بين القبول والقيادة وبين القبول والنبذ، وبين القيادة والنبذ، ذلك باستخدام الجدول المزدوج.

#### : 1111

حساب معاملات الارتباط بين ابعاد القبول والقيادة ، وبين القبول والنبذ ، وبين القبول والنبذ ، وبين القبول والنبذ وبين القيادة والنبذ ذلك باستخدام طريق المتوسط الفرضي ، ثم بطريقة المتوسط الحقيقى .

مثال (۲) من الجدول التالي استخرج المئينات ال: ۲۵، ۲۵، ۵۰، ۲۵، ۹۹، ۸۰، ۷۵

10	* •
١.	40
17	٣+
15	70
12	<b>£</b> •
١٦	20
17	<b>6 •</b>
14	٥٥
14	٦٠
11.	

مثال (٣):

£	<del></del>	<u></u>	···	
٣٠	40	٧٠	١٨	١٦
٧٠	70	٦.	٦٠	٥٠
۱۲	١٣	10	1.	١٦.
٧٠	٦٥	£ +	٣٠	۱٥
10	۳۰	YA	77	70
34	70	71	۱ ۹۰	٧٠
٦٨	٧٠	۸۰	. 74	74
40	٧٠	17	10	۸۰
**	14	<b>1</b> Y,	71	44
84	77	44	77	17
<u> </u>	<u> </u>		<u> </u>	

الدرجات السابقة هي درجات مجموعة من الطلاب عددهم (٥٠) طالبا، المطلوب المئينات الـ ٢٠، ٢٥، ٢٥، ٤٠.

مثال (1):

احسب الدرجات المعيارية لطالب قام باجراء عدد من الاختبارات المنتسبة
علما بأن درجاته الخام ومتوسطها الحسابي في هذه الاختبارات كانت على النحو
التالي:

المتوسط الحسابي	الدرجة الحام	الاختبار
<b>Y</b> •	7 £	١
70	1.4	*
۱٤,	17	٣
17	40	٤
. 17	14	۵
۲٠	44	٦.
40 .	**	Y
۳.	. 44	Α .
٤٠	٥٠	. 4
17	14 .	١.
77	71	11
***	١٣ .	14

مثال (٥): طبقت أربعة اختبارات عن مجموعة مكونة من ١٥ فرد وكانت درجاتهم على النحو التالي:

اختبار (1)	اختبار (۳)	اختبار (۲)	اختبار (۱)	
١٨	۲.	14	1.4	1
77	10	18	۲٠	۲
71	40	14	40	۴
77	<b>71</b>	71	٠ ٣٠	í
١٦	17	70	13	٥
14,	١٨	٣٠	7 £	٦
14	**	70	٣٠	Y
۲٠	71	17	17	٨
40	47	74	* <b>1.</b> Y	•
77	40	<b>775</b>	۱۸	١٠
٣٠	71	73	70	13
17	74	70	۳۰	14
14	14	١٨	44	14
۲٠	١٨	17	44	11
**	17	11	77	10

والمطلوب حساب معاملات الارتباط بين هذه الاختبارات الاربعة ذلك باستخدام معامل ارتباط بيرسون من القيم الخام ووضعها في مصفوفة ارتباطية .

# معامل التوافق Contingency Coefficient

يستخدم معامل التوافق في الحالات التي يكون فيها المتغيران منقسهان الى أصناف أو صفات متميزة أو يختلفان معا اختلافا نوعيا، أو اختلافا كميا متصلا ولا يشترط ان يكون المتغيران موزعان توزيعات متصل.

والمثال النالي يوضح هذا الامر. علما بأن قانون معامل التوافق هو يـ

$$\overline{\frac{1}{n}} - \sqrt{\frac{1}{n}}$$

الجموع	ناجح	راسب	التحصيل الدراسي
. 44	10	11	رياضي
44	٧.	4	غير رياضي
0.4	70	**	المجموع

$$\left[\frac{770}{70} + \frac{197}{77}\right] \frac{1}{79} = \left[\frac{7(10)}{70} + \frac{7(11)}{77}\right] \frac{1}{79}$$

$$(110)$$

$$\left[\frac{\varepsilon \cdot \cdot}{r_0} + \frac{\Lambda 1}{\gamma \gamma}\right] \frac{1}{\gamma q} = \left[\frac{'(\gamma \cdot)}{r_0} + \frac{'(q)}{\gamma \gamma}\right] \frac{1}{\gamma q} = \frac{1}{\gamma q}$$

$$\cdot$$
باض  $\frac{1}{r_4}$  = ۱۱,۹۵  $\times \frac{1}{r_4}$  =  $\frac{1}{r_4}$   $\times \frac{1}{r_4}$  دیاض ا

$$\times$$
 ۰,۰۳٤٥ = ۱٤،۹٥  $\times$   $\frac{1}{79}$  = [۱۱,٤٣ + ۳,٥٢]  $\frac{1}{79}$  غير رياضي  $\frac{1}{79}$  = 11,40

$$a_{xy} = 0.0000, + 0.0000, - 0.00000, - 0.00$$

ومن الجدولُ التالي احسب معامل التوافق علما بأن الرقم الذي يعطيه لنا كندال = ٠,٧٠٧

	المجموع	غير مستهدف	مستهدف	المكانة السوسيومترية
	17	١٣	٣	المقبولين
	14	٧	11	المنبوذين
l	٣£	۲٠	11	المجموع

معامل فاي Phi Coefficient '

معامل فاي Phi يكن اعتباره حالة خاصة لمعامل التوافق، ذلك أنه يستخدم في الحالات التي يكون فيها المتغيران اللذان نريد معرفة طبيعة العلاقة بينها فنقسم كل منها الى قسمين كل له نوعية خاصة متميزة. فقد نريد ايجاد العلاقة بين مجموعة من الطلاب أجابوا على سؤال في أحد الاختبارات بنعم أو لا ومجموعة اخرى اجابوا على سؤال آخر في نفسل الاختبار بنعم او لا أيضا كذلك لو كان لدينا مجموعة من الطلاب قسمت الى قسمين احداها تعرضت للضغط الانفعالي قبل الامتحان والقسم الآخر لم يتعرض لهذا. والمطلوب معرفة أثر الضغط الانفعالي على النجاح والرسوب.

النسبة	الجموع	ا لم يتعرضوا	تعرضوا	الضغط الانفعالي المنحان
*,£Y	۸٠.	10	40	رسبوا
٠,٥٣	4.	40	70	رسبن انجحوا
1,00	17.	٧٠	1	المجموع
	1,	13,0	٠,٥٩	النسبة

ولكي نستخدم معامل Phi ينبغي ان نحول التكرارات التي بداخل هذا الجدول الى نسب مئوية في ضوء المجموع الكلي . . ذلك بحساب نسبة كل طلبة

وذلك بقسمة تكرارها على المجموع الكلي.

ونسبة من تعرضوا للضغط الانفعالي الراسبين والناجحين 9.9 ( a ) ونسبة من لم يتعرضوا من الراسبين والناجحين 9.9 ( a )

النبة	لم يتعرضوا	تعرضوا	الضغط الانفعالي نتيجة الامتحان
۰٫٤۷ ( هس) ۰٫۵۳ ( ي) ۱٫۰۰	۰,۲٦ (ب) ۱۵۰،۰ (د) ۱ <u>۵۰</u> <u>(ي)</u>	۱۲،۰ (أ) ۲۸،۰ (ج) ۵۹،۰ (ه)	رسبوا غبحوا النسبة

وقانون Phi على النحو التالي:

$$\frac{\cdot, \forall \lambda \times \cdot, \forall \gamma - \cdot, \lambda \circ \times \cdot, \forall \gamma}{\cdot, \epsilon 1 \times \cdot, \delta 4 \times \cdot, \delta \forall \times \cdot, \epsilon \forall \gamma} = \emptyset$$

لو أردنا معرفة العلاقة بين من أجابوا بنعم ولا على السؤال الأول في امتحان لمادة اللغة الفرنسية ومن أجابوا بنعم ولا على السؤال الثاني في نفس الامتحان وكانت نتائج التكرارات على هذين السؤالين على النحو التالي:

النسبة	المجموع	7	نعم	السؤال الثاني
٠,٥٠	10	٥	1.	نعم
٠,٥٠	10	١٠	۰	' '
1,	٣٠	10	١٥	
	1,	٠,٠	٠,٥٠	النسبة

v· ÷ 1 · (1)

ب ه ÷۳۰

جـ ٥ - ٠٠

4. - 1.3

هـ ي هـ ي

النسة	7	نعم	السؤال الثاني السؤال الثاني
۰٫۵۰ هـــ	۰٫۱۷ ب	1.,77	أنعم
۰٫٥٠ ي	3 ·, 88	٠,١٧ جســــــــــــــــــــــــــــــــــــ	7
1,	۰٫۵۰ يَ	٠٥٠ هــ	النسية

$$\frac{(\cdot,1\vee \times \cdot,1\vee)}{(\cdot,1\vee \times \cdot,1\vee)} = (\cdot,1\vee \times \cdot,1\vee)$$

$$\frac{(\cdot,1\vee \times \cdot,1\vee)}{(\cdot,0\cdot \times \cdot,0\cdot \times \cdot,0\cdot \times \cdot,0\cdot \times \cdot,0\cdot \vee)}$$

$$\frac{\cdot,1\vee \times \cdot,1\vee \times \cdot,1$$

# معامل الارتباط الثنائي Bi Serial Correlation

قد يصادف الباحث حالات يكون فيها أحد المتغيرين مصنف الى فئات عددية بينا يتعذر تصنيف المتغير الآخر، بل ويكون هذا المتغير الآخر مقسم الى قسمين أو وحدثين أو صفتين كتوافق أو عدم توافق. انطوا / انبساط اجتاعي / غير اجتاعي متغيب / حاضر.. لذلك فنحن هنا نستخدم معامل الارتباط الناني لنحل هذه المشكلة.

فالجدول النالي يبين عدد الافراد الذين وقعت عليهم جزاءات ومن لم توقع عليهم الجزاءات والعلاوات التي حصل عليها كل منهم:

الجمرع	~ 0	- <b>1</b>	<b>- r</b>	- r	- 1	العلاوة الجزاءات أفواد وقعت
٩	ô	١٨	**	17	77	عليهم جزاءات
		,				أفوادكم توقع عليهم
1	صفر	7	Y\$ '	77	.0£	جزاءات
1.	٥	41	<b>፤</b> ኘ '	40	14.	المجمرع

والمطلوب حساب معامل الارتباط الثنائي للتأكد من وجود علاقة بين متغيري الجزاءات والعلاوات.

المتغير الأول:

كح	۲	ك	ف
۱۸ -	Y - '.	<b>4</b>	١
0	<b>)</b> ,	0.,	۲
صفو ۲۲	صفو	14	团
**	1	YY	ź
71	7	14	٥
77 -		77	
17+			
74			`
l	<u> </u>	<u> </u>	

# المتغير الثاني:

كع	3	ك	ق
۲ –	Y	1	١
صفر	١	صقر ا	۲
صفر صفر	صفر	. 4	F
71	. •	: 71	٤
17	۲	77	٥
٧٠		01	
1-			
7.4	i		

$$1 \times 1,700 + 7,0 = 1 \times \frac{7}{01} + 7,0 = 7$$

الانحراف المعياري (ع) للمجموعة الكلية:

ك حح	كح	ح	ك	ڧ
٤٠	*•	. 🕈	1.	١
٥	0-	١	ِ ه	۲
مفر	صفر	صفر	Y1	٣
صفر 17	17	١	٤٦	£
11.	٧٠	۲	40	٥
741	TO		14.	
	117			
	41			

$$\frac{7}{17} - \frac{77}{17}$$
 $\frac{7}{17} - \frac{77}{17}$ 
 $\frac{7}{17} - \frac{7}{17}$ 
 $\frac{3}{17} - \frac{1}{17}$ 
 $\frac{1}{17} - \frac{1}{17}$ 

$$\frac{1.50 \times 1.00}{1.774} \times \frac{1.709 - 7.714}{1.7714} = 1.7500$$

معامل الارتباط الثنائي = 
$$\frac{-111.0}{1.1714} \times \frac{0.710}{0.000} = \frac{0.7100}{0.0000}$$

$$= \cdot,770 \times \cdot,770 \times -\frac{119.9}{1,1719} \times 077.9 = -384.9 \times 0.00$$

·, £ 9 A ---

ولقد تمكن دنلاب Dunlap من تعديل القانون السابق ووضعه في الصورة التالية:

$$\frac{1}{3} \times \frac{r^{-1}r}{3}$$

فمتوسط المتغير الأول (م أ) = ٣,٨٤٨ أما متوسط المجموعة الكلية (م) =

$$+ v,o = 1 \times \cdot, vo\lambda + v,o = 1 \times \frac{91}{17 \cdot} + v,o$$
  
 $1,vo\lambda = \cdot, vo\lambda$ 

حصل الباحث على الأرقام التالية لمتغيري الترقية والجزاءات. والمطلوب حساب معامل الارتباط الثنائي بين المتغيرين.

الجموع	٥	<b>£</b>	٣	۲	١	الترقية الجزاءات
**	4	71	۱۳	٨	۱۲	وقعت عليهم جزاءات لم توقع
0 £	17	77	٥	£	۲	عليهم جزاءات
17+	47	٥٠	۱۸	14	11	المجموع

طبق مقياس للحكم على صلاحية مجموعة من الافراد للعمل، وفي الوقت نفسه استخدم محكا خارجبا للحكم على هذه الصلاحية. والمطلوب حساب معامل صدق هذا المقياس ذلك باستخدام معامل الارتباط الثنائي، ويمكن من الجدول التالي الوصول الى هذا:

	المجموع	٥	£	۲	Y		مقياس الجزاءات المحك الخارجي
	01	<b></b>	۲	10	**	4	لم توقع عليهم جزاءات وقعت عليهم
l	٦٠,		٦	۳.	**	٨	ابجزاءات
	17.	-	٨	£O	٥٠	17	الجموع

# الفصل السادس حساب دلالة معاملات الارتباط

بعد أن درسنا كيفية الحصول على معامل الارتباط بين متغيرين.. فان معامل الارتباط لا تكون له قيمة ، الا اذا كان دالا Singnificant والدلالة تعني ان هناك علاقة حقيقية بين هذين المتغيرين اللذين ندرس حقيقة العلاقة بينها . ونحن نستطيع ان نحسب دلالة معاملات الارتباط التي نصل اليها بالطريقة التالية :

- ١ تحديد عدد أفراد العينة التي نريد حساب العلاقة او الارتباط بين متغيرين
   قيسا فيها ، وعدد الافراد هذا نرمز له بالرمز و ن ، .
- کے حساب درجة الحریة Degree of freedom ذلك بطرح عدد ۲ من قیمة x یا نان x = درجة الحریة .
- ٣ ـ نأخذ درجة الحرية ونبحث امامها تحت النسبتين (٠,٠)، (٠,٠) فاذا كان معامل الارتباط (اي الرقم الذي حصلنا عليه) اقل من القيمة الموجودة تحت أي من هاتين النسبتين كل على حدة فانه في هذه الحالة لا يكون دالا أي لا يدل على علاقة حقيقية بين المتغيرين اللذين نبحث عن حقيقة العلاقة بينها . أما اذا كان الرقم الذي حصلنا عليه أي معامل الارتباط مساوي او يزيد عن أي من القيمتين الموجودتين تحت النسبتين الموجودتين تحت النسبتين الموجودتين تحت النسبتين الموجودتين الموجودتين النسبتين الموجودتين الموجود الموجود الموجودتين الموجود - ١٤ كان معامل الارتباط له دلالة عند ١٠,٠ قان هذا يعني ان نسبة الثقة فيه ٩٩٪، وأن نسبة الشك في هذا المعامل تساوي (١٪). اما اذا كان له دلالة عند (٠,٠٥) فان هذا يعني أن نشبة الشك في هذا المعامل

٥٪ بينها نسبة الثقة فيه تساوي ٩٥٪.
 ونعرض فيها يلي لجدول معاملات الارتباط: \_

		درجات الحرية			درجات الحوية
٠,٠١	۰,۰٥	(٧-٥)	٠,٠١	*, * <b>Q</b>	(ن ـ ۲)
•,£47	٠,٣٨٨	71	1,	444	1
*,£AY	٠,٣٨١	40	.,44.	+,4,5 + '	4
٠,٤٧٨	٠,٣٧٤	41	٠,٩٥٩	*,247	*
٠,٤٦٣	٠,٣٦١	44	۱۷ر۹	٠,٨١١	٤
+,107	۵۵۳٫۰	74	•,471	•,٧•٧	٦
•,££4	•,٣٤٩	۳.	۰,۷۹۸	•,777	٧
٠,٤١٨	٠,٣٢	٣٥	٠,٧٦٥	,577	٨
+,444	٠,٣٠٤	1.	٠,٧٣٥	٠,٦٠٢	٩
+,474	٠,٢٨٨	20	٠,٧٠٨	+,0Y7.	1,
•,٣٥٤	٠,٢٧٣	٥٠	•,1/1	٠,٥٥٣	11
٠,٣٢٥	-,40-	٦٠	•,771	٠,٥٣٢	١٢
٠,٣٠٢	+,777	٧٠	1,721	+,011	١٣
*,YAT	٠,٣١٧	٨٠	1,777	+,844	11
٠,٢٦٧	1,7.0	4.	+,7+7	. +,£AT	10
+,701	+,140	100	,04-	1,578	17
+,444	+,1Y£	140	.,040	. •,£07	14
.,7.4	1,104	10.	٠,٥٦١	+,211	١٨
1,154	٠,١١٣	7	+,014	٠,٤٣٣	19
-,174	٠,٠٩٨	1	٠,٥٢٦	٠,٤١٣	71
+,110	•,•٨٨	0	.,010	1,1.1	77
٠,٠٨١	+,+37	<b>\</b>	•,0•0	•,٣٩٦	**

ولكي تتضح طريقة الحكم على معامل الارتباط وعما اذا كان له دلالة ام لا، فاننا نعطى المثال التالي:..

طبق اختبار للتحصيل الدراسي على مجموعة مكونة من (27) طالبا من طلاب مدرسة الصناعات الزخرفية، وطلب من الباحث حساب معامل الارتباط بين مستوى التحصيل ومتغير السن لدى هؤلاء الطلاب ولقد حصل الباحث على معامل ارتباط يساوي (,780) ولكي نعرف عها اذا كان هذا المعامل يدل على علاقة حقيقية بين متغيري السن والتحصيل الدراسي أم لا.. فاننا نحسب درجة الحرية وهي هنا تساوي 100 - 100 = 100. ونقوم بالكشف عن دلالة معامل الارتباط الذي وصلنا اليه نجد أنه يتجاوز قيمة الرقم الموجود تحت 100 - 100 = 100. وهذا يعني ان هذا الرقم دال عند مستوى ثقة 100 - 100 = 100 أي أنه يدل على علاقة حقيقية بين هذين المتغيرين..

# الفصل السابع مقاييس الدلالة اختبار : ت at» test:

يستخدم اختبار و ت و كوسيلة لمعرفة حقيقة الفرق بين مجموعتين، وعما اذا كان هذا الفرق فرقا جوهريا . . . اي له دلالة Significance احصائية ام لا فاذا كان له دلالة احصائية فمعنى هذا ان هذا الفرق فرق حقيفي أما اذا كان الفرق ليس جوهريا ، أي ليس حقيقيا فان هذا يعني ان هذا الفرق سوف يختفى عند اجراء هذا البحث عدة مرات . .

وعند استخدام اختبار (ت) لمعرفة مدى دلالة الفرق بين متوسطي عينتين مختلفتين في العدد فاننا نستخدم المعادلة التالية بـ

$$\frac{7 - 7}{0 + 0} = \frac{7}{0} = \frac{7}$$

أما اذا كان عدد افراد العينتين متساويتين فاننا نستخدم المعادلة التالية:

$$z = \frac{7 - 7}{37 + 37}$$

$$z = \frac{37 + 37}{37 + 37}$$

ويلاحظ هنا اننا نطرح من (ن) رقم واحد فقط. أي (ن - ١).

واليك مثالين يتبين منهها كيفية الحصول على قيمة «ت» كذلك طريقة الكشف عن هذه القيمة وهل لها دلالة احصائية ام لا. أي هل «ت» تدل على وجود فرق حقيقي ام فرق يرجع لظروف التطبيق...؟

لقد اجرى باحث دراسة على مجموعتين من الطلبة والطالبات استخدم فيها اختبارا لقياس القدرة الموسيقية فكانت درجاتهم على النحو التالي:

كحَ	كح	٦	ك	ف
7.	11	۲	٧	٥
٨	۸-	1	٨	١.
صفرا	ِ صفر ۱۰	صفر	٥	۱۵
١.	1.	١	١.	٧٠
77	١٨	Ý	4	10
44	44	٣	11	٣٠
141	71		٥٠	
	77-			
	74			

الطالبات

ك خ'	ك حُ	ځ	ك	ن
71	14	<b>Y</b>	3	٥
٦,	<b>1</b> /	, <del>*</del>	٦	١.
صفو	صفر	صفو	٨	10
٧	V	١	Y	۲.
٦.	٣٠	۲	10	40
177	01	٣	1.4	۳.
709	14-	•	7.	
	41			
,	٧٣			

$$0 \times 1.717 + 17.0 = 0 \times \frac{77}{1.7} + 17.0 = 0$$

$$\frac{\overline{Y(1,TY)} - \underline{1,TY}}{2} = \underline{0} = \frac{\overline{Y(YT)} - \underline{T04}}{2} = \underline{0}$$

(ت) ليس لها دلالة عند أي من (٠,٠١) أو (٠,٠٠) كذلك طبق هذا الباحث اختبارا لقياس المكانة السوسيومترية بين مجموعتين

منساوينين من الطلبة والطالبات وكانت درجاتهم على النحو التالي، والمطلوب حساب قبمة (ت) للتأكد من وجود فرق حقيقي بين المجموعتين ام لا . . ؟ الطلبة:

ك ح ٢	كخ	ڠ	살	ن
۲٦	14-	r	٩	٥
14	14		14	1.
صفر ۱۰	صفو ا	صفر	٣	10
1.	1.	١ ،	١.	۲٠
7 £	14	۲	٦	. 40
AT	٣٠		٤٠	
	<b>**</b> +			
	۸			

#### الطالبات:

ك خ٢	كح	ځ	ك	ف
۲.	<b>1 • -</b>	Y	٥	8
4	4	1-	٩	1.
صفر	صفر	صفر	14	١٥
11	11	١	11	۲.
i A	19 -	, <b>Y</b>	¥ ±•	70
	10 +		_	

#### عينة الطلبة

$$0 \times (\cdot, \tau -) + 1 \times 0 = 0 \times \frac{\Lambda -}{1 \cdot} + 1 \times 0 = 0$$

$$3 = 0 \sqrt{\frac{7\lambda}{\cdot 1} - \frac{(-\lambda)^7}{\cdot 1}}$$

$$3 = 0 \sqrt{0.7 - (-7.0)^2}$$

### عينة الطالبات:

$$0 \times (\cdot, 1-) + 1 \lor, 0 = 0 \times \frac{\xi-}{\xi} + 1 \lor, 0 = \xi$$

$$1 \vee , - = \cdot , \circ - \qquad 1 \vee , \circ = ( \cdot , \circ - ) + 1 \vee , \circ$$

$$\frac{\nabla (\underline{i} - )}{\underline{i} \cdot } - \frac{\underline{i} \wedge}{\underline{i} \cdot } \vee \circ = \underline{\varepsilon}$$

$$0 = \underline{\nabla ( \cdot , 1 - ) - 1, \Upsilon} \vee \circ = \underline{\varepsilon}$$

$$1, \cdot 1 \cdot 1 \vee \circ = \underline{\varepsilon}$$

$$1, \cdot 1 \cdot 1 \vee \circ = \underline{\varepsilon}$$

$$0, \underline{1, 1 \cdot 1} \vee \circ = \underline{\varepsilon}$$

وبما أن عدد أفراد العينتين واحد، أي (٤٠٠) فاننا نستخدم المعادلة

$$\frac{1V - 17,0}{T(0, 20) + T(V, \cdot 9)} = \frac{17,0}{1 - 20}$$

$$\frac{\frac{\cdot,0}{\vee 9,9\vee 1}}{\vee 9} = \frac{\frac{\cdot,0}{\vee 9,9\vee 1}}{\vee 9,9\vee 1} = \frac{\cdot,0}{\vee 9,9\vee 1}$$

$$\frac{7,0}{2} = \frac{7,0}{1,2771} = \frac{7,0}{7,001} = 2$$

ليس لها دلالة عند اي من مستويات الدلالة.

#### حساب الدلالة

ولكن كيف تم لنا الكشف عن دلالة (ت) أو عدم دلالتها ؟

في المثال الاول كانت قيمة (ت) تساوي ١,٢٠٢ بدرجة حرية ١٠٨٠ لقد قمنا بالنظر في الجدول التالي عند درجة الحرية (١٠٨) تحت مستوى لقد قمنا بالنظر في الجدول التالي عند (٠,٠٥) عنبين ان قيمة ت في الجدول عند (٠,٠٥) تساوي ١,٩٨ وهذه تفوق القيمة التي حصلنا عليها، وبذلك فان القيمة (١,٢٠٢) التي حصلنا عليها تسؤكد عدم وجدود دلالة ما أي ليس هناك فرق بين المجموعتين في السمة المقاسة بينها وهذا هو ما حدث بالنسبة للمثال الثاني والذي حصلنا فيه على قيمة (ت) وكانت تساوي ٩ ٢٠٠٠.

نسبة الاحتالات

٠,٠١	+,+4	•,•0.	*,1*	٠,٥٠	درجات الحرية
					(ن ـ ٣)
ت = ۲۳٫۹۱	ت = ۲۱٫۸۲	ت = ۲٫۷۱	ت = ۲٫۳٤	ت:= ۱٫۰۰۰	١
4,44	٦,٩٦	٤,٣٠	4,44	٠,٨١٦	۲
0,8%	1,01	4,14	7,40	۰,۷٦٥	٣
٤,٦٠	۳,۷۵	۲,٧٨	٧,١٣	٠,٧٤١	£
£,+ \	٣,٣٦	7,07	٧,٠٢	٠,٧٢٧	Ö .
۳,۷۱	4,18	4,20	1,9 £	٠,٧١٨	٦
۳,٥٠	٣,٠٠	۲٫۳٫٦	1,9 -	۰٫۷۱۱	٧
. ٣,٣٦	۲,4•	7,71	١,٨٦	۰٫۷۰٦	٨
. 4,40	۲,4۲	۲,۲٦	1,88	٠,٧٠٣	٩.
. 4,14	۲,۷٦	۲,۲۳	۱٫۸۱	۰٫۷۰۰	1.
۳,۱۱	7,77	۲,۲۰	۱,۸۰	•,797	11
٣,• ٦	4,44	۲,۱۸	1,44	•,790	17
. 4,+ 1	7,70	4.17	1,77	1,792	14
. Y,4 A	7,77	7,12	1,77	.,797	12
7,40	7,7.	7,14	1,40	•,791	10
7,47	4,04	7,14	1,40	•,79	14
Y,4 •	7,04	7,11	.,178	**,784	17
, Y,AA	7,00	۲,۱۰	1,44	AAF;	1.4
7,47	7,01	Y, • 4	1,74	٠,٦٨٨	14
Y,A £	7,04	4,+4	1,77	٠,٦٨٧	**

•,•1	•,•*	٠,٠٥	•,1•	٠.٥٠	درجات الحرية ( ن - ۲ )
۲,۸۳	7,07	۲,۰۸	1,77	۲۸۲,۰	<b>* 1</b>
7,47	4,01	4,04	1,74	*,7 A 7	44
7,41	Y,0 ·	Y,•V	١,٧١	0 A F	44
۲,۸۰	7,19	7,7	1,71	٠,٦٨٥	75
۲,۷۸	4184	7,+7	1,71	•,786	40
۲,۷۸	. ,£A	۲,۰٦	1,71	*,741	Y 73
٧,٧٧	4,14	7,-0	1,7:	4.7.4	77
۲,۷٦	7,27	7,+0	٧,٧٠	٠,٦٨٣	7.4
4,43	4,57	4,+£	۱,۲۰	٠,٦٨٣	79
4,40	4,27	۲,• ٤	1,4.	7,7,7	٣٠
4,44	Y,ii	۲,۰۳	1,74	٠,٦٨٢	40
4,41	4,14	4,+4	۱,٦٨	145.	1.
7,74	7,11	۲,۰۲	1,71	٠٨٢,٠	10
۲,٦٨	4,1.	4 1	1,78	1,774	0.
۲,٦٦	4,44	۲,۰۰	٠,٦٧	477,	7.
7,70	۲,۳۸	. 4,	1,77	٠,٦٧٨	٧٠
7,7 £	4,44	1,44	1,77	٠,٦٧٧	٨٠
4,74	7,77	1,44	1,77	1,177	4 -
7,77	۲,۳٦	1,41	1,77	1,777	1
7,77	7,77	1,44	1,77	1,177	۱۲۵
7,71	4,40	1,44	1,77	٠,٦٧٦	10-
7,7.	7,70	1,44	1,70	1,740	***
7,04	7,71	1,47	1,70	۰,٦٧٥	***

٠,٠١	•,• ¥	•,•0	*,1 *	٠,٥٠	درجات الحرية ( ن - ۳ )
7,04	4,41	1:47	1,70	٠,٦٧٥	1
7,09	۲,۳۳	1,97	1,70	٠,٦٧٤	٥٠٠
7,04	۲,۳۳	1,43	1,70	٠,٦٧٤	1
7,04	4,44	1,47	1,70	•,77£	

### الفصل الثامن تحليل التباين Analysis of Variance

يهدف تحليل النباين الى قياس دلالة الفروق بين مجموعتين او اكثر، وعما اذا كانت هذه الفروق، ان وجدت، راجعة الى اختلاف حقيقي بين هذه المجموعات وليس راجعة الى ظروف التجربب (التطبيق) او الى المصادفة :

ويتميز تحليل النباين عن اختبار «ت» في ان هذا الاخير يحاول كشف النقاب عن القروق بين مجموعتين، بين الذكور والاناث مثلا .. المخ ويقوم تحليل التباين على اساس الحصول على نسبة (ف) F. ratio التي تول اليها والتي هي محك الحكم في ضوء الجدول الذي وضعه Snedecor.

وعلى سبيل المثال فهناك ثلاثة مجموعات من الطلاب المنتسبين لمستويات اجتاعية مختلفة والمطلوب معرفة اذا ما كان هناك فرق بين هذه المجموعات الثلاثة بسبب تباين المستوى الاقتصادي ام لا.

( جـ )	(ب)	(1)
٨	٦	Y
Y	٨	٨
11	٥	. 4
1.	£	٦,
4	*	٥
مج == 20	ىج = ٢٥	مج = ۲٥
4=1	0=0	<b>۷ = ۲</b>

اذا اردنا الحصول على نسبة ف F. ratio فعلينا أولا: حساب منوسطات المجموعات الثلاثة كل على حدة:

فمتوسط المجموعة الاولى 
$$=\frac{40}{0}$$
 = ۷

ومتوسط المجموعة الثانية 
$$\frac{70}{0}=0$$

كذلك فان متوسط المجموعة الثالثة 
$$\frac{50}{0} = 9$$

#### ثانيا:

حساب المتوسط الحسابي العام (اي المتوسط الحسابي لمجموع المتوسطات الثلاثة) وهو يساوي هنا:

$$\frac{r_1}{r} = \frac{1+0+v}{r}$$

#### نالنا:

حساب النباين العام General variance اي مجموع مربعات انحواف القيم في كل مجموعة عن المتوسط العام:

$$(Y-V)^{+}($$

#### رابعاً :

حساب التباين داخل المجموعات اي حساب مربع انحراف القيم داخل المجموعات عن متوسطها الحسابي وهو يساوي مجموع مربعات الفروق بين قيم المجموعة ومتوسطها الحسابي.

$$'(1-)'+'(1-)'+'(1)'+'(1)'+'(1)'+'(1-)'+'($$

يلاحظ ان مجموع انحرافات القيم عن المتوسط العام يساوي ( ٧٤) وهذا هو مجموع مربعات انحراف المتوسطات الفرعية عن المتوسطالعام في عدد الافراد اي ( ٨ ٪ ٥) تساوي ( ٤٠) زائد مجموع انحراف القيم داخل المجموعات عن متوسطها الحسابي وجمدًا يساوي ( ٧٤).

#### سادسا:

حساب درجات الحرية Degrees of freedom

(+) 
$$c_1 = 1 + c_2 = 1 + c_3 = 1 + c_4 = 1 + c_5 = 1 +$$

$$\gamma_0 = \frac{4}{\gamma} = \frac{1}{\gamma} = \frac{1}{\gamma}$$
. التباين بين المجموعات

$$\gamma_{,\Lambda}\gamma=\frac{\gamma_{1}}{17}=\frac{\gamma_{1}}{17}=\gamma_{,\Lambda}\gamma_{,\Lambda}$$
 التباين داخل المجموعات

$$\gamma_{1}$$
 بين المجموعات  $\gamma_{1}$  =  $\gamma_{1}$  =  $\gamma_{2}$  =  $\gamma_{3}$  =  $\gamma_{4}$  =  $\gamma_{5}$  =  $\gamma$ 

ويمكن ان نكون الجدول التالي:

التباين التقديري	درجات الحرية	مجوع الموبعات	: مصدر التباين
۲.	۲	٤٠	بين المجموعات
۲,۸۳	١٢	٣٤	داخل المجموعات
77,88	. <b>1 £</b>	٧٤	المجموع الكلي

وبالكشف عن قيمة (ف) نجد ان و ف و ليس لها دلالة اي ان الفرق هنا ليس فرقا حقيقيا . . .

طبق احد الباحثين في علم النفس الاجتماعي استبيانا للاتجاهات على اربعة بحوعات فكانت درجاتهم على النحو التالي والمطلوب معرفة هل هناك فرق حقيقي في الاتجاهات بين هذه المجموعات ام لا . . .

3	-	ب	Į.
70	70	۳۸	YY
777	۲.	٤٢	17.
41	77	٣٥	70
١٩	Y 9	., ۳4	٣٥
44	- £1	۳۷	۲.
74	72	٠ ٤٠	. 4.5
٤٤	**	٤١	٣٨
٧٠	7.7	٣٩	77
77	70	40	۳٧
۱۷	27	**	*1

نبدأ أولا بحساب المتوسط الحسابي لكل مجموعة على جدة:

متوسط المجموعة الاول 
$$=\frac{\gamma\gamma}{\gamma}=\gamma$$
 متوسط المجموعة الثانية  $=\frac{\gamma\gamma}{\gamma}=\gamma\gamma$ 

منوسط المجموعة الثالثة 
$$=\frac{rr}{1}$$
  $=$   $\frac{rr}{1}$   $=$   $\frac{rr}{1}$   $=$   $\frac{rr}{1}$   $=$   $\frac{rr}{1}$   $=$   $\frac{rr}{1}$   $=$   $\frac{rr}{1}$   $=$   $\frac{rr}{1}$ 

كذلك عسب المتوسط العام (وهو بساوي مجموع المتوسطات الاربعة:

$$r. = \frac{1}{\epsilon} = \frac{rr + rr + r\lambda + r\nu}{\epsilon} = \frac{r}{\epsilon}$$

ثم نقوم بحساب النباين العام (وهو يساوي بجموع مربعات انحراف القيم في كل مجنوعة عن المتوسط العام:

كذلك نحسب التبايين بين المجملوعيات اي حسباب مربعيات انحراف المتوسطات الفرعية عن المتوسط العام (وهذا يساوي مجموع مربعات الفروق في الدينة)

ثم حساب النباين داخل المجموعات اي حساب مربع انحراف القيم داخل المجموعات عن متوسطها الحسابي (وهو يساوي جموع مربعات الفروق بين قيم المجموعة ومتوسطها الحسابي:

أما درجة الحرية الكلية فتساوي عدد القيم — ١ = ٤٠ = ١ = ٣٩ ويمكن ان نكون الجدول التالي:

التباين التقديري	درجات الحرية	مجوع الموبعات	مصدر التباين
. 147,77	٣	1474	بين المجموعات
. 44,44	44	1.46	داخل المجموعات
010,49	44	4545	المجموع الكلي

$$17,90 = \frac{£ 1,77}{71,90} = \frac{£ 1,77}{71,90}$$
 وعلى ذلك فان نسبة ف

وبالرجوع لجدول ف الذي وضعه Snedecor فاننا نجد ان قيمة ف ذات الدلالة عند (٠,٠١) تنحصر بين ٢,٩٢، ٢,٨٤ وعند نسبة (٠,٠١) بين الدلالة عند (٤٥١، ١) تنحصر بين عصلنا عليها تفوق هذه النسب جميعها فهي بذلك تدل على وجود فروق حقيقية بين هذه المجموعات الاربعة في الاتحاهات.

ولكن علينا أن نسأل اي المجموعات هي السبب في زيادة التباين بين المجموعات عن التباين داخل المجموعات الى هذا الحد؟ . علينا في هذه الحالة لنتبين حقيقة الامور ان نقوم بحساب معامل (ت) بين كل بحوعتين اي حساب (٦) معاملات في هذه الحالة اي بين المجموعة الاولى والشانية ، والاولى والرابعة ، المجموعة الثانية والثالثة ، والاولى والرابعة ، المجموعة الثانية والثالثة ، والرابعة .

وبحساب قيمة (ت) للمجموعات الاربعة توصلنا للجدول التالي:

الدلالة عند ٠,٠١	الدلالةعند( ٠,٠٥ )	قيمة ت	الجموعات
א פעע	لما دلالة	£,1+£	7+1
ليس لما دلالة	ليس لها دلالة	1,74	<b>*</b> 4 1
ليس لما دلالة	ليس لها دلالة	1,47	1.1
ليسلمادلالة	ليس لما دلالة	Y,11	41.4
אן כעינו	או געוג	17,71	217
או נעינגי	مًا دلالة	0,81	1.7

ومن التنظير في الجدرل السابس يتبين أن المجمموعتين الشانية والرابعة

والمجموعتين الثالثة والرابعة هي المجموعات التي كانت قيمة ت اكبر قيمة بالنسبة للقيم كلها وبذلك بتبين ان هناك فروق حقيقية في الاتجاهات وان كانت المجموعات الاولى والرابعة يمكن ان يكونا ذات اتجاهات واحدة وليس بينها فروق وكذلك الامر بين المجموعات الثانية والرابعة..

تمارين:

١ - احسب نسبة (ف) من الدرجات التالية ليتبين ما اذا كان هناك فرق بين
 المجموعات الاربعة ام لا . .

	<b>.</b> ÷	ب	1
*	۲	٣	٥
٣	۲	٥	٨
٣	٣	٥	٨
٣	۲	٣	٥

٢ - طبق اختيار ادائي بسيط على مجموعة مكونة من ثلاثة مجموعات والمطلوب
 التأكد من وجود فرد ذو دلالة بين في اداء هذه المجموعات الثلاثة:

~	·	1
<b>"</b>	٦	1 *
<b>Y</b>	Y	٧
Y	٤	١٠
<b>Y</b>	£	14
٦ ٦	4	14
۲	4	11

# فهرس الكتاب

٧	القدمة القدمة
	الفصل الأول
٩	المتغيرات المستمرة والمتغيرات المتقطعة
١.	التوزيعات التكرارية
4.8	خطوات عمالية الجدولة
١٤	جدولة التكرار النسبي
10	بيان التكرار المتجمع الصاعد للتكرارات وللنسب المثوية
'	التكرار المتجمع الصاعد للتكرارات
17	وللنسب الماءية للأوزان ٤٠ طالباً
١Ÿ	التمثيل البياني ـ خطوات رسم المدرج التكراري
۱Â	خطوات رسم المضلع التكراري
١4	المنحني الصاعد
۲.	خطوات رسم المنحني الصاعدالأنواع الأخرى للمنحنيات
	الأنواع الأخرى للمنحنيات
۲.	١) المنحنى الاعتدالي
*1	٢) المنحنيات الملتوية
44	٣) المنحنيات ذات القمتينع
•	174

## الفصل الثاني

40	مقاييس النزعة المركزية
24	المتوسط الحسابي
44	استخراج المتوسط الحسابي
۳.	حساب المتوسط باستخدام متوسط فرضي
٣٣	حساب المتوسط الحسابي في حالة القيم المتقطعة
44	كيف تقوم بحساب الوسيط من توزيع تكراري
£Ÿ	المتوالا
££	حساب المنوال بالرسم من التكوار المهد
٤٧	متى يفضل استخدام مقاييس النزعة المركزية
	الفصل الثالث
٥١	مقايبس التشتت
٥٢	المدى المطلقا
0 £	نصف المدى الربيعي
٥٥	كيف نحسب الربيع الادنى والربيع الأعلى
٥٧	
٦.	الوبيع الردي وتوبيع مدعى المتوسط المت
74	حساب الانحراف المتوسط من جدول تكراري
٧١	الانحراف المعياريالله المعياري ال
٧٢	حساب الانحراف المعياري من جدول تكراري
۸.	مقارنة بين مقايبين التشتت أللمالله التشتت المسالمالية
44	غارين عامة جيئي عامة جيئر

### الفصل الرابع

۸Y	العيناتا
	أنواع العينات ـ العينة العشوائية ـ العينة المقيدة
٨٩	العينة الطبقية ـ الدرجة المعيارية
44	الخصائص الاحصائية للدرجة المعيارية
4£	المئينا
	الفصل الخامس
1.1	معاملات الارتباط
۲.۳	معامل ارتباط الرتبمعامل ارتباط الرتب
١١.	معامل ارتباط بيرسون
112	معامل ارتباط بيرسون باستخدام المتوسط الفرضي
110	معامل ارتباط بیرسون من جدول مزدوج
114	جدول ارتباط مزدوج
114	أعلة
170	معامل التوافق
144	معامل فاي
١٣١	معامل الارتباط الثنائي
144	الانحراف المعياري (ع) للمجموعة الكلية
	الفصل السادس
1 WY 12	رحساب دلالة معاملات الارتباط

# الفصل السابع

121	مقاييس الدلالة _ اختبارات وتن أنسيس الدلالة _ اختبارات
121	حساب الدلالة
1 £ 4	انسبة الاحتالات
	الفصل الثامن.
۱۵۳	تحليل التباين

# تم بحمدالله

To: www.al-mostafa.com